

Catalogue No. 92-370-XPB

92-370

# Coverage

1996 Census Technical Reports



3 1761 11631850 2



**CENSUS**



Statistics  
Canada

Statistique  
Canada

Canada



## Data in many forms

Statistics Canada disseminates data in a variety of forms. In addition to publications, both standard and special tabulations are offered. Data are available on the Internet, compact disc, diskette, computer printouts, microfiche and microfilm, and magnetic tape. Maps and other geographic reference materials are available for some types of data. Direct online access to aggregated information is possible through CANSIM, Statistics Canada's machine-readable database and retrieval system.

## How to obtain more information

Inquiries about this product and related statistics or services should be directed to the Statistics Canada Regional Reference Centre in:

Halifax	(902) 426-5331	Regina	(306) 780-5405
Montréal	(514) 283-5725	Edmonton	(780) 495-3027
Ottawa	(613) 951-8116	Calgary	(403) 292-6717
Toronto	(416) 973-6586	Vancouver	(604) 666-3691
Winnipeg	(204) 983-4020		

You can also visit our World Wide Web site: <http://www.statcan.ca>

Toll-free access is provided for all users who reside outside the local dialing area of any of the Regional Reference Centres.

### National enquiries line

**1 800 263-1136**

### National telecommunications device for the hearing impaired

**1 800 363-7629**

### Order-only line (Canada and United States)

**1 800 267-6677**

### Fax order line (Canada and United States)

**1 877 287-4369**

## Ordering/Subscription information

### All prices exclude sales tax

Catalogue No. 92-370-XPB is available for \$15.00 per copy in Canada. Outside Canada the cost is US \$15.00 per copy. Please order by mail, at Statistics Canada, Dissemination Division, Circulation Management, 120 Parkdale Avenue, Ottawa, Ontario, K1A 0T6; by phone, at **(613) 951-7277** or **1 800 700-1033**; by fax, at **(613) 951-1584** or **1 800 889-9734**; or by Internet, at [order@statcan.ca](mailto:order@statcan.ca). For changes of address, please provide both old and new addresses. Statistics Canada products may also be purchased from authorized agents, bookstores and local Statistics Canada offices.

This product is also available on the Internet as Catalogue No. 92-370-XIE.

## Standards of service to the public

Statistics Canada is committed to serving its clients in a prompt, reliable and courteous manner and in the official language of their choice. To this end, the agency has developed standards of service which its employees observe in serving its clients. To obtain a copy of these service standards, please contact your nearest Statistics Canada Regional Reference Centre.

ISBN 0-660-60570-8



9 780660 605708

92-370-XPB96000



Statistics Canada

# Coverage

## 1996 Census Technical Reports

Published by authority of the Minister  
responsible for Statistics Canada

© Minister of Industry, 1999

All rights reserved. No part of this publication may be reproduced, stored in a retrieval system or transmitted in any form or by any means, electronic, mechanical, photocopying, recording or otherwise without prior written permission from Licence Services, Marketing Division, Statistics Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

December 1999

Catalogue No. 92-370-XPB

ISBN 0-660-60570-8

Ottawa

---

### Note of Appreciation

*Canada owes the success of its statistical system to a long-standing cooperation involving Statistics Canada, the citizens of Canada, its businesses, governments and other institutions. Accurate and timely statistical information could not be produced without their continued cooperation and goodwill.*



Canadian Cataloguing in Publication Data

Main entry under title:

Coverage

(1996 Census technical reports)

Text in English and French on inverted pages.

Title on added t. p. title: Couverture.

ISBN 0-660-60570-8

CS92-370-XPB

1. Census undercounts – Canada.
2. Canada – Census, 1996 – Statistical methods.
- I. Statistics Canada. II. Title: Couverture. III. Series.

HA741.5 1996 C68 1999 304.6'0971'021

C99-988042-XE

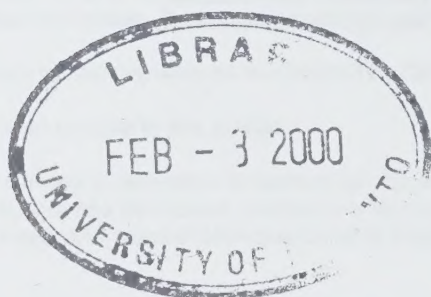
How to Cite this Document

Statistics Canada. Coverage.

1996 Census Technical Reports.

Ottawa: Minister of Industry, 1999.

Catalogue number 92-370-XPB.



The paper used in this publication meets the minimum requirements of American National Standard for Information Sciences – Permanence of Paper for Printed Library Materials.

ANSI Z39.48-1984





## Table of Contents

	Page
List of Tables.....	ii
I. Introduction.....	1
II. Census Universes.....	3
A. Introduction.....	3
B. Population Universe.....	3
C. Dwelling Universe.....	4
D. Household Universe.....	5
E. Census Family Universe.....	5
F. Economic Family Universe.....	6
G. Relationships of Universes.....	6
H. Coverage Errors.....	7
III. How the Census is Conducted.....	9
A. Collection.....	9
B. Data Processing.....	10
C. Sources of Coverage Errors and Their Control.....	10
IV. 1996 Census Net Undercoverage Estimates.....	13
A. Population Net Undercoverage.....	13
B. Household Net Undercoverage.....	14
V. Coverage Error Measurement Program.....	23
A. Scope and Objectives.....	23
B. Improvements.....	24
VI. Vacancy Check.....	25
A. Introduction.....	25
B. Methodology.....	25
C. Results.....	27
VII. Reverse Record Check.....	35
A. Introduction.....	35
B. Methodology.....	35
VIII. Automated Match Study.....	45
A. Methodology.....	45
B. Sample Design and Processing.....	45
IX. Collective Dwelling Study.....	47
A. Stratification, Sample Selection, and Data Collection.....	47
B. Processing.....	47



	<b>Page</b>
X. Coverage Error Estimates.....	49
A. Methodology .....	49
B. Results .....	50
XI. Historical Comparison .....	57
XII. Evaluation of the Reverse Record Check .....	61
A. Comparisons With Published 1996 Census Counts .....	61
B. Comparison With Population Estimates .....	62
Appendix A – Products and Services .....	69
Bibliography .....	71
Regional Reference Centres .....	73


## List of Tables

Table 2.1 Population, Household, and Dwelling Universes and Their Relationships.....	6
Table 4.1 Estimated 1996 Census Population Net Undercoverage .....	15
Table 4.2 Estimated 1996 Census Household Net Undercoverage .....	20
Table 6.1 Sample Size by Province/Territory, 1996 Vacancy Check .....	29
Table 6.2 Estimated Number of Occupied Dwellings Misclassified as Unoccupied, 1996 Vacancy Check.....	30
Table 6.3 Number of Households and Persons Added by the 1996 Vacancy Check.....	31
Table 6.4 Estimated Number of Unoccupied Dwellings Not in Housing Stock, 1996 Vacancy Check .....	32
Table 6.5 Undercoverage Rates for Households and Persons, and Overcoverage Rates for Dwellings, 1996 Vacancy Check .....	33
Table 7.1 Sample Frames, 1996 Reverse Record Check.....	36
Table 7.2 Sample Distribution by Final Classification and Frame, 1996 Reverse Record Check .....	41
Table 7.3 Weighted Sample Distribution by Final Classification and Frame, 1996 Reverse Record Check.....	42
Table 7.4 Unweighted and Weighted Number of Cases of Overcoverage, 1996 Reverse Record Check .....	43



	<b>Page</b>
Table 8.1 Sample Size and Number of Overcovered Persons, 1996 Automated Match Study.....	46
Table 9.1 Sample Size and Number of Overcovered Persons, 1996 Collective Dwelling Study .....	48
Table 10.1 Estimated 1996 Census Population Coverage Error by Province/Territory.....	52
Table 10.2 Estimated 1996 Census Population Coverage Error by Age Group and Sex.....	53
Table 10.3 Estimated 1996 Census Household Coverage Error .....	54
Table 10.4 Contribution of 1996 Automated Match Study, 1996 Collective Dwelling Study, and 1996 Reverse Record Check to Total Population Overcoverage for Canada, Provinces and Territories.....	55
Table 11.1 Reverse Record Check: Estimated Population Undercoverage for Canada and Provinces/Territories, 1971, 1976, 1981, 1986, 1991 and 1996 .....	59
Table 11.2 Reverse Record Check: Estimated Population Undercoverage by Age Group and Sex, 1971, 1976, 1981, 1986, 1991 and 1996.....	60
Table 12.1 Comparison of 1996 Reverse Record Check Estimate and 1996 Census Count of Enumerated Persons .....	63
Table 12.2 Comparison of 1996 Reverse Record Check Estimate and 1996 Census Count of Immigrants Plus Non-permanent Residents .....	64
Table 12.3 Comparison of 1996 Reverse Record Check Estimate and 1996 Census Count of Interprovincial Migrants .....	65
Table 12.4 Comparison of 1996 Reverse Record Check Estimate and Vital Statistics Count of Persons Deceased in the Intercensal Period .....	66





Digitized by the Internet Archive  
in 2023 with funding from  
University of Toronto

<https://archive.org/details/31761116318502>



## I. Introduction

The 1996 Census required the participation of the entire population of Canada, some 29 million people distributed over a territory of 9.2 million square kilometres. Although there are high quality standards governing the gathering and processing of the data, it is not possible to eliminate all errors. In order to help users assess the usefulness of census data for their purposes, the *1996 Census Technical Reports* detail the conceptual framework and definitions used in conducting the census, as well as the data collection and processing procedures employed. Also, the principal sources of error, including where possible the size of these errors, are also described, as are any unusual circumstances which might limit the usefulness or interpretation of census data. With this information, users can determine the risks involved in basing conclusions or decisions on census data.

This *1996 Census Technical Report* deals with **coverage errors** which occurred when persons, households, dwellings, or families were missed by the 1996 Census or enumerated in error. Coverage errors are one of the most important types of error, since they affect not only the accuracy of the counts of the various census universes, but also the accuracy of all of the census data describing the characteristics of these universes. **Users of census data should be aware that the presence of coverage error in the 1996 Census means that tabulations may present the results of a less than complete enumeration. This is particularly so for groups with a significant coverage error. Users are directed to Chapter IV to obtain estimates of population and household coverage errors for a variety of demographic and geographic variables.**

Chapter II defines the census universes that the census attempts to cover. Chapter III describes the collection and processing procedures in which coverage errors may occur as well as the steps taken to control such errors. Chapter V gives an overview of the Coverage Error Measurement Program for the 1996 Census, whereas Chapters VI through IX describe the methodology and results of each coverage study. Chapter X describes how the results of the four studies are combined to form estimates of coverage error and gives further estimates. Chapter XI provides a historical perspective and Chapter XII presents an evaluation of the largest coverage study, the Reverse Record Check.

This report has been prepared by Chantal Belley, Colleen Clark, Belinda Ha, Karen Switzer, and Jocelyn Tourigny, members of the Social Survey Methods Division, with the support of members of the Census Operations Division, the Demography Division, and the Social Survey Methods Division.

Users will find additional information on census concepts, variables, and geography in the *1996 Census Dictionary* (Catalogue No. 92-351-XPE) and an overview of the complete census process in the *1996 Census Handbook* (Catalogue No. 92-352-XPE).







## II. Census Universes

### A. Introduction

The 1996 Census involved the enumeration of the following five universes:

1. the population universe;
2. the dwelling universe;
3. the household universe;
4. the census family universe; and
5. the economic family universe.

The 1996 Coverage Error Measurement Program addresses the population, dwelling, and household universes.

This chapter defines the various universes to provide a reference against which coverage errors may be measured. Readers are also referred to the 1996 Census Dictionary, which contains more detail on the variables associated with each universe.

### B. Population Universe

The following groups of persons were included in the population universe of the 1996 Census:

- Canadian citizens and landed immigrants with a usual place of residence in Canada;
- Canadian citizens and landed immigrants who are outside Canada as employees of the Canadian government (federal or provincial) or members of the Canadian Armed Forces, and their families;
- Canadian citizens and landed immigrants at sea or in port aboard merchant vessels under Canadian registry; and
- non-permanent residents:
  - persons in Canada claiming refugee status;
  - persons in Canada who hold a student authorization (foreign students, student visa holders);
  - persons in Canada who hold an employment authorization (foreign workers, work permit holders);
  - persons in Canada who hold a Minister's permit (including extensions); and
  - all non-Canadian born dependants of persons claiming refugee status or of persons holding student authorizations, employment authorizations, or Minister's permits.

The following groups of persons, known collectively as foreign residents, were not included in the population universe of the 1996 Census:

- government representatives of another country attached to the embassy, high commission, or other diplomatic body of that country in Canada, and their families;
- members of the Armed Forces of another country who are stationed in Canada and their families; and
- residents of another country visiting in Canada temporarily.



Since the 1991 Census, non-permanent residents are included in the population universe. Previously, non-permanent residents were considered to be foreign residents and were not included in the population universe. Users should bear this in mind when making comparisons of data from 1991 and 1996 to data from previous censuses.

The above definitions indicate which persons should be included in the census, but not where these persons should be enumerated. For this purpose, the Canadian census uses the *de jure* method of enumeration, whereby persons are to be enumerated at their usual place of residence, even if they are temporarily away at the time of the census. Persons away from their usual place of residence and residing elsewhere in Canada are called temporary residents (not to be confused with “non-permanent residents” which refers to the legal status of the person while in Canada). Persons without a usual place of residence are to be enumerated wherever they happen to be on Census Day. Some other countries use the *de facto* method, whereby all persons are to be enumerated wherever they are on Census Day, regardless of their usual place of residence.

## C. Dwelling Universe

A dwelling is defined as a set of living quarters in which a person or group of persons resides or could reside. Only dwellings in Canada are included. There are two types of dwellings:

- A private dwelling is a separate set of living quarters with a private entrance either from outside or from a common hall, lobby, vestibule or stairway inside the building. The entrance to the dwelling must be one which can be used without passing through the living quarters of someone else.
- A collective dwelling is a dwelling of a commercial, institutional or communal nature. It may be identified by a sign on the premises or by a census representative speaking with the person in charge or with a resident or a neighbour, etc. Included are rooming- or lodging-houses, hotels, motels, tourist homes, nursing homes, hospitals, staff residences, communal quarters of military camps, work camps, jails, missions, group homes, and so on.

These two main types of dwellings are subject to more detailed classifications:

- Private dwellings can be regular private dwellings, marginal dwellings, or dwellings under construction. Regular private dwellings are further classified into three groups: dwellings occupied by usual residents, dwellings occupied solely by foreign or temporary residents, and unoccupied dwellings. Marginal dwellings and dwellings under construction are classified as occupied by usual residents or occupied solely by foreign or temporary residents. Marginal dwellings and dwellings under construction that were unoccupied on Census Day are not included in the dwelling universe.
- Collective dwellings are classified into dwellings occupied by usual residents, dwellings occupied solely by foreign or temporary residents, and unoccupied collective dwellings. In the case of unoccupied collective dwellings, data were collected but are not included in census products.



In summary, the dwelling universe included:

- regular private dwellings occupied by usual residents;
- regular private dwellings occupied solely by foreign or temporary residents;
- regular private dwellings that are unoccupied;
- marginal dwellings or dwellings under construction, provided they were occupied on Census Day;
- collective dwellings occupied by usual residents; and
- collective dwellings occupied solely by foreign or temporary residents.

The dwelling universe did not include:

- marginal dwellings or dwellings under construction that were unoccupied on Census Day;
- collective dwellings that were unoccupied on Census Day; and
- dwellings outside Canada.

## D. Household Universe

The term “household” refers to a person or group of persons, other than foreign or temporary residents, who occupy the same dwelling and do not have a usual place of residence elsewhere in Canada. It may consist of a family group (census family) with or without other non-family persons, of two or more families sharing a dwelling, of a group of unrelated persons, or of one person living alone. Household members who are temporarily absent on Census Day are considered to be members of the household at their usual place of residence. For census purposes, every person is a member of one and only one household.

Households are classified into three types depending on the type of dwelling in which they reside: private households, collective households, and households outside Canada. Note that households outside Canada are not associated with a dwelling, since dwellings outside Canada are not included in the dwelling universe. Most published census data on households refer to private households only.

## E. Census Family Universe

The term “census family” refers to:

- a now-married couple with or without never-married sons and/or daughters of either or both spouses living in the same dwelling;
- a couple living common-law with or without never-married sons and/or daughters of either or both partners; or
- a lone parent of any marital status, with at least one never-married son or daughter living in the same dwelling.

Census families are reported only for the population in private households, Hutterite collective households, and households outside Canada.

## F. Economic Family Universe

An economic family is defined as a group of two or more persons who live in the same dwelling and are related to each other by blood, marriage, common-law, or adoption. Economic families are reported only for the population in private households and Hutterite collective households.

## G. Relationships of Universes

Table 2.1 gives a summary of the three basic universes according to the location of the dwelling (in Canada or outside Canada), the classification of the dwelling (private or collective), and its occupancy status. For each group in the table, an indication is given as to whether it is included or excluded from each universe. For example, Canadian government employees living outside Canada with their families are included in both the population and household universes but excluded from the dwelling universe. Categories flagged with an asterisk (\*) represent groups for which data are collected but which are excluded from most census products.

**Table 2.1 Population, Household, and Dwelling Universes and Their Relationships**

	Population	Households	Dwellings
<b>Dwellings in Canada</b>			
1. Private Dwellings – Regular			
• occupied by usual residents	I	I	I
• occupied solely by foreign or temporary residents	E	E	I*
• unoccupied	-	-	I*
2. Private Dwellings – Marginal or Under Construction			
• occupied by usual residents	I	I	I
• occupied solely by foreign or temporary residents	E	E	I*
• unoccupied	-	-	E
3. Collective Dwellings			
• occupied by usual residents	I	I*	I*
• occupied solely by foreign or temporary residents	E	E	I*
• unoccupied	-	E	E*
4. Vacancy Check random additions	I	I	I
<b>Dwellings Outside Canada</b>			
5. Canadian citizens and landed immigrants who are abroad, either on a military base or attached to a diplomatic mission	I	I*	E
6. Canadian citizens and landed immigrants at sea or in port aboard merchant vessels under Canadian registry	I	I*	E

I = included, E = excluded, - = Not applicable

\* Data were collected but are not included in most products.



## H. Coverage Errors

Coverage errors may be defined as errors that affect the accuracy of the counts of the various census universes. There are two types of coverage errors: undercoverage and overcoverage. Undercoverage occurs when a unit that is a part of a census universe is completely missed by the census. Overcoverage, on the other hand, may occur in two ways. First, and most common, is the situation where a unit that is part of a census universe is enumerated more than once. Secondly, a unit outside the census universe (e.g. a foreign resident, a fictitious person, or an unoccupied marginal dwelling) may be erroneously enumerated. A geographic error alone does not constitute a coverage error. That is, a person who is enumerated in the wrong geographic area does not constitute overcoverage for the area in which the person was enumerated and undercoverage for the area in which the person should have been enumerated.

Undercoverage of a household is defined as the situation where all persons in the household are missed. Situations where some but not all of the persons in the household are missed are not considered as household undercoverage, even though they cause an error in the characteristics of the household, such as its size or composition. Similarly, overcoverage is defined as the situation where all members of the household are enumerated more than once.

Undercoverage, overcoverage, and the net of the two, net undercoverage, are most usefully expressed as rates of the population that should have been enumerated in the census. Mathematically, let  $T$  represent the total or "true" number of units in the universe in question, and let  $C$  be the published census count for this universe. Since the concept is the same for persons, households, dwellings or families, we will therefore use the general term "units." The error resulting from the use of  $C$  instead of  $T$  is then:

$$N = T - C$$

This error is called the **net coverage error**.

Let  $U$  denote the total undercoverage; that is, the total number of units in the universe in question that were missed in the census, and let  $E$  denote the total number of units in the universe that were enumerated at least once. Then

$$T = U + E$$

and therefore

$$\begin{aligned} N &= (U + E) - C \\ &= U - (C - E) \\ &= U - O \end{aligned}$$

where the term  $O = C - E$  is defined as overcoverage. This error results not only from counting units more than once, but also from counting units that are outside the universe in question.

Expressed as a proportion of the total number of units in the universe in question, the rates of coverage error are:

- |     |                                |              |
|-----|--------------------------------|--------------|
| (a) | <b>undercoverage rate:</b>     | $R_U = U/T;$ |
| (b) | <b>overcoverage rate:</b>      | $R_O = O/T;$ |
| (c) | <b>net undercoverage rate:</b> | $R_N = N/T;$ |

so that

$$R_N = (U - O)/T = R_U - R_O$$

A positive net undercoverage rate indicates that undercoverage is larger than overcoverage, whereas a negative net undercoverage rate indicates that undercoverage is smaller than overcoverage. In most cases, undercoverage is larger than overcoverage. Thus, most net undercoverage rates will be positive.



### III. How the Census is Conducted

Census operations leading to a set of data for dissemination can be divided into two main stages: collection and processing. This chapter describes these two stages, as well as the steps taken to minimize and control coverage error.

#### A. Collection

The purpose of the collection stage is to enumerate the dwelling, household, and population universes and to collect the required information about each enumerated unit. This is achieved by first listing all dwellings in a Visitation Record, classifying them as either private or collective dwellings, and specifying their occupancy status (occupied or unoccupied). Once this operation is completed, the census questionnaire is administered. This questionnaire asks a member of the household to list all usual occupants of the dwelling included in the population universe (even if temporarily absent on Census Day) and to report their characteristics.

To carry out this stage, the country was divided into approximately 49,400 enumeration areas (EAs). Each EA was assigned to a census representative (CR) who was specially trained to carry out the collection activities. The average assignment per CR was about 300 households.

Two collection methods were used: mail-back and canvasser. The mail-back methodology was used in all areas of the country except for special core areas of major cities, remote areas, and most Indian reserves and settlements, where the canvasser method was used. In both methods, the CR was required to identify and list all dwellings and to drop off or complete an appropriate census form.

With the mail-back methodology, the CR dropped off a questionnaire. The household was instructed to complete it as of May 14, 1996 and to return it through the mail. The returned questionnaires were edited, and, if necessary, were followed up by telephone or in person to complete missing information. Households for which questionnaires were not received were followed up by telephone or in person to complete their questionnaires.

In the canvasser method, data were collected by personal interviews at the same time the dwelling was enumerated by the CR. During the interview process, the CR ensured that the relevant questions were completed. Canvasser areas represented about 1% of the total population of Canada.

In Eastern Ontario, a study was conducted to evaluate the efficiency of the mail-out and mail-back method. The region involved in this study is called the Centralized Edit Area. It contains a population of approximately 1 million persons. The first step was to create a list of all the dwellings before Census Day so as to establish a list of addresses. The questionnaires were then mailed out two weeks prior to Census Day. Households were instructed to complete their questionnaire as of May 14, 1996 and to return it through the mail. The returned questionnaires were edited and, if necessary, were followed up to complete missing information.

In addition to the basic demographic and housing data that were collected from all households, additional data were collected for a sample of households. In most mail-back areas, the CR delivered a long questionnaire to every fifth occupied private dwelling (a 20% sample). In canvasser areas, except in special core areas of major cities and in some other special circumstances, the long questionnaire was used for all households in the EA. In the Centralized Edit Area where the mail-out and mail-back method was studied, a long questionnaire was mailed to every fifth occupied private dwelling.

Following the completion of collection by the CR, the work was checked by the CR's supervisor (the Census Commissioner) and by a Quality Control Technician. Once the work was approved, the questionnaires and visitation records were forwarded to the data processing operations.

## **B. Data Processing**

The data processing stage resulted in a final census database from which the census tabulations were retrieved. In the 1996 Census, there were five stages of processing.

### **1. Regional Processing**

This stage was conducted in six of the regional centres of Revenue Canada. The operations consisted of preparing the questionnaires for key entry. In particular, write-in responses to the industry and occupation questions were assigned numeric codes. An independent verification of a sample of records was established to control the quality of the coding.

### **2. Direct Data Entry**

Data from the questionnaires were keyed in and then transmitted electronically to Revenue Canada headquarters in Ottawa where they were stored on magnetic cartridges and transported to Statistics Canada on a daily basis. Again, an independent verification (with correction) of a sample of each batch of work was used to control the quality of the keying operation.

### **3. Head Office Processing**

This stage consisted of several automated and manual operations designed to identify and correct inconsistencies among counts of dwellings, households, and persons at the EA and household level. Inconsistencies found by the system were resolved by consulting the census questionnaire. This stage also included the special processing of persons enumerated outside Canada or on ships. The final step was to load the data onto a database.

### **4. Automated Coding**

In this stage the write-in responses to certain questions (e.g., mother tongue, place of work, ethnic origin) were converted to numeric codes using an automated system. The write-in responses were keyed in during direct data entry, and the captured write-in responses were matched against an automated reference file containing a series of words or phrases and the corresponding numeric codes for each variable. Responses that could not be coded by the automated system were resolved by processing staff and coding consultants using a computer-assisted process. Again, quality control procedures were used to control the quality of the coding operations.

### **5. Edit and Imputation**

At this stage, problems arising from inconsistent or missing data were identified and corrected. Such errors may arise as a result of the respondent answering the questions incorrectly or incompletely, or they can arise during subsequent processing activities. Once the editing detected an error (for example, a married five-year-old), imputation was performed to resolve the problem. The data collected on a 100% basis were edited and imputed first, followed by the 20% sample data. It was also at this stage that the 20% sample was weighted up to the full population. Once the data were imputed and weighted, they were loaded to a final census database from which tabulations were produced.

## **C. Sources of Coverage Errors and Their Control**

In most cases, coverage errors occurred during the collection stage. For example, undercoverage of persons and households occurred when occupied dwellings were missed completely or when they were misclassified as unoccupied. Population undercoverage also occurred when a person was missed within an enumerated household (i.e. some members



were missed). Overcoverage can occur when there is uncertainty about a person's usual place of residence, for example a university student who is enumerated at both the parental home and the university residence.

Coverage errors can also be introduced during the processing stage when records for persons or households are erroneously cancelled, lost, or artificially created.

These potential sources of errors were recognized during the planning of the 1996 Census, and the following control measures were taken to minimize them:

- (a) careful definition and mapping of enumeration area (EA) boundaries to ensure no areas were left out or included twice;
- (b) instructions in the CR's manual on how to canvass his/her EA so as to minimize the risk of missing dwellings;
- (c) creation of an address register from sources independent of the census and the use of this list by the CR to check if any dwellings were missed;
- (d) pre-identification of collective dwellings that were to be checked out by field staff to ensure that, if occupied, they were covered in the census;
- (e) special procedures to enumerate persons who have difficulty responding (e.g. difficulty in English and French or literacy problems) and who are located in special core areas of major cities;
- (f) special procedures to enumerate the population on Indian Reserves;
- (g) publicity messages to inform Canadians about the census, including what to do if they did not receive a questionnaire;
- (h) instructions on "Whom to Include" on the census questionnaire to remind respondents of who should be included;
- (i) questions on the census questionnaire asking if there were any persons the respondent was not sure whether or not to list, and a follow-up to assist the respondent in these cases; and
- (j) adjustments to the final census counts to account for the specific component of undercoverage measured by the Vacancy Check.

These procedures, along with appropriate training, supervisory checks, and quality control systems, helped to reduce the number of coverage errors, but failed to eliminate them completely; hence the importance of evaluating the level of coverage errors.

**In the 1996 Census, a specific coverage error occurred which users should be aware of. On some Indian reserves and Indian settlements, enumeration was not permitted or was interrupted before it could be completed. Moreover, some Indian reserves and Indian settlements were enumerated too late to be included, or the quality of the collected data was considered inadequate.** A similar problem occurred in the 1991 and 1986 Censuses and, to a lesser extent, in the 1981 Census as well. These Indian reserves and Indian settlements (a total of 78) are called incompletely enumerated Indian reserves and Indian settlements. Data are not available for these areas and are not included in 1996 Census products. Notes are provided in the products containing data for geographic areas with one or more of these Indian reserves or Indian settlements. A list of these reserves and settlements along with population and occupied private dwelling counts from the last two censuses (where available) is given in the appendix section of census

products. Though these Indian reserves are not included in the 1996 Census products, population estimates for them, based on a statistical model, are produced for population estimates. See Hamel (1997) for more information on estimating the population and the number of occupied private dwellings on Indian reserves that were partially enumerated in the 1996 Census.



## IV. 1996 Census Net Undercoverage Estimates

The 1996 Census population net undercoverage rate was 2.45%. This means that, on a net basis, the Census missed 2.45% of the persons (723,486 persons) that it should have enumerated. The population undercoverage rate of 3.18% was offset by the population overcoverage rate of 0.74%. The latter rate indicates that 0.74% of the persons actually enumerated by the census were enumerated in error whereas the former rate indicates that 3.18% of the census target population were not enumerated. The 1996 Census household net undercoverage rate was 2.19% (242,647 households). The household undercoverage rate of 2.49% was offset by a household overcoverage rate of 0.30%.

This chapter presents estimates of net undercoverage for a variety of census characteristics. The tables in this chapter show the estimated net undercoverage with the estimated standard error and the net undercoverage rate with the standard error for each characteristic listed. Table 4.1 gives estimates for persons and Table 4.2 gives estimates for households.

### A. Population Net Undercoverage

*Population net undercoverage was higher in the West.*

Among the 10 provinces, population net undercoverage rates were highest in British Columbia (3.68%), followed by Saskatchewan (2.75%) and Ontario (2.73%). Overall, the highest rates were found in the two territories, with the Northwest Territories having a net undercoverage rate of 4.48%. Prince Edward Island, at 0.85%, and Quebec, at 1.61%, had the lowest rates.

*Population net undercoverage increased with population size.*

Overall, population net undercoverage was slightly higher in urban areas (2.48%) than in rural areas (2.32%). Among urban areas of different sizes, rates varied between 1.53% (less than 10,000) and 3.21% (500,000 and over). Whereas the rates of net undercoverage for the 10,000 to 29,999 and 30,000 to 99,999 categories were almost the same, 2.05% and 2.03% respectively, the rates were higher for the 100,000 to 499,999 (2.80%) and 500,000 and over (3.21%) in urban areas.

*Population net undercoverage was higher in the urban core.*

The population net undercoverage rate for the population living in census metropolitan areas was close to the national rate. However, the rates varied across the urban core (2.67%), urban fringe (1.26%), and rural fringe (1.88%) components. Among specific CMAs, Vancouver and Toronto had the highest net undercoverage rates, 3.93% and 3.39% respectively.

*Population net undercoverage was highest for young adults aged 20 to 35.*

The high population net undercoverage rate for young adults aged 20 to 35 reflects higher residence mobility in this age group. The net undercoverage rate for persons aged 20 to 24 was 5.55% and the rate was only slightly lower for those aged 25 to 34. Net undercoverage was much higher than the national rate for these age groups for both men and women. Males aged 20 to 34 had the highest net undercoverage rate, 7.14% for those 20 to 24 and 7.08% for the 25 to 34 age group. Overall, net undercoverage was higher for men (3.19%) than for women (1.71%). The higher rate for men held for all age groups beyond age 15.

*Population net undercoverage was highest for never-married persons 15 years of age and older and divorced persons.*

The overall difference of 1.48 percentage points between males and females was largely explained by never-married persons 15 years of age and older and divorced persons. For never-married males 15 years of age or over, the net undercoverage rate was 6.40%, compared to 3.00% for females in the same group. For divorced males, the rate was 6.88%, compared to 2.40% for divorced females. Using historical marital status, which differs from legal marital status in that common-law unions are included in the married category, the highest rates of net undercoverage occurred among divorced (5.29%) and never-married persons 15 years of age or over (5.10%).

*Population net undercoverage was slightly higher for persons living common-law.*

The net undercoverage for males living common-law was 3.91%, compared to 3.19% for all males. For females living common-law, the net undercoverage rate was 2.45%, compared to 1.71% for all females.

*Population net undercoverage was highest for "Other than French or English."*

There were differences in the rates of net undercoverage between those reporting English as a mother tongue (2.18%) and those reporting French (1.67%). Among those reporting a non-official language as their mother tongue, however, the rate was substantially higher (5.17%).

## **B. Household Net Undercoverage**

*Household net undercoverage increased from east to west.*

British Columbia had the highest household net undercoverage rate (3.36%) of the ten provinces followed by Nova Scotia (2.31%), although the latter did not differ much from the national rate. Manitoba had the lowest estimated rate at 0.81%. Overall, the territories had the highest household net undercoverage rate.

*Household net undercoverage increased with population.*

The rates of net undercoverage for households did not differ much between urban and rural areas. In addition, net undercoverage did not vary notably by urban area size, with the exception of the category of less than 10,000 where net undercoverage was lower. (Note that incompletely enumerated Indian reserves were excluded from the estimates.)

*Household net undercoverage was higher in CMAs than in non-CMAs.*

The household net undercoverage rate in urban core areas of CMAs was higher than in urban fringe areas, although the difference was not large. Among specific CMAs, Vancouver and Toronto had the highest rates, 3.73% and 3.35% respectively.

*Household net undercoverage rates were highest among duplexes and mobile homes.*

The household net undercoverage rates for single-detached and semi-detached houses differed from the national rate. All categories except "other single-attached house" had undercoverage rates that were notably smaller than the rates for mobile homes and duplexes. Single-detached houses, although they had a lower-than-average net undercoverage rate, accounted for 36% of the total net undercoverage.



**Table 4.1 Estimated 1996 Census Population Net Undercoverage**

Characteristics	Net number of persons missed		Population net undercoverage rate	
	Estimated number	Standard error	Estimated rate (%)	Standard error (%)
<b>Canada</b>	<b>723,486</b>	<b>29,674</b>	<b>2.45</b>	<b>0.10</b>
Newfoundland	9,424	1,759	1.68	0.31
Prince Edward Island	1,149	437	0.85	0.32
Nova Scotia	20,821	2,580	2.24	0.27
New Brunswick	14,225	2,354	1.89	0.31
Quebec	116,750	14,963	1.61	0.20
Ontario	301,368	21,265	2.73	0.19
Manitoba	18,881	3,875	1.67	0.34
Saskatchewan	28,051	3,521	2.75	0.34
Alberta	66,327	7,555	2.40	0.27
British Columbia	142,443	9,967	3.68	0.25
Yukon	1,022	167	3.22	0.51
Northwest Territories	3,024	357	4.48	0.51
Nunavut	841	180	3.29	0.68
Northwest Territories – west	2,184	309	5.22	0.70

**Table 4.1 Estimated 1996 Census Population Net Undercoverage – Continued**

Characteristics	Net number of persons missed		Population net undercoverage rate	
	Estimated number	Standard error	Estimated rate (%)	Standard error (%)
<b>Urban and Rural Areas</b>	<b>723,486</b>	<b>29,674</b>	<b>2.45</b>	<b>0.10</b>
Urban areas (by size of population)	572,128	26,701	2.48	0.11
500,000 and over	194,219	16,933	3.21	0.27
100,000 – 499,999	167,669	14,450	2.80	0.23
30,000 – 99,999	106,342	11,805	2.03	0.22
10,000 – 29,999	63,339	8,714	2.05	0.28
Less than 10,000	40,557	7,672	1.53	0.29
Rural areas	151,358	12,596	2.32	0.19
<b>All CMAs</b>	<b>474,900</b>	<b>24,609</b>	<b>2.59</b>	<b>0.13</b>
Urban core	447,556	24,205	2.67	0.14
Urban fringe	5,181	2,574	1.26	0.62
Rural fringe	22,163	5,299	1.88	0.44
<b>Non CMAs</b>	<b>248,585</b>	<b>16,597</b>	<b>2.21</b>	<b>0.14</b>
<b>Selected CMAs</b>				
Montréal	59,779	9,833	1.77	0.29
Toronto	149,810	17,828	3.39	0.39
Vancouver	75,016	7,427	3.93	0.37
Ottawa	19,472	4,989	1.89	0.48
All others	170,822	14,914	2.25	0.19
<b>Age and Sex</b>				
<b>Both Sexes</b>	<b>723,486</b>	<b>29,674</b>	<b>2.45</b>	<b>0.10</b>
0 – 4 years	44,849	7,552	2.29	0.38
5 – 14 years	19,898	6,232	0.50	0.15
15 – 19 years	44,943	9,907	2.24	0.48
20 – 24 years	111,598	9,174	5.55	0.43
25 – 34 years	244,389	15,363	5.15	0.31
35 – 44 years	119,684	12,696	2.40	0.25
45 – 54 years	53,354	9,255	1.42	0.24
55 – 64 years	43,372	8,662	1.71	0.34
65 years and over	41,398	9,842	1.16	0.27



**Table 4.1 Estimated 1996 Census Population Net Undercoverage – Continued**

Characteristics	Net number of persons missed		Population net undercoverage rate	
	Estimated number	Standard error	Estimated rate (%)	Standard error (%)
<b>Males</b>	<b>467,428</b>	<b>21,394</b>	<b>3.19</b>	<b>0.14</b>
0 – 4 years	20,419	4,948	2.04	0.48
5 – 14 years	9,586	6,088	0.47	0.30
15 – 19 years	26,318	4,947	2.56	0.47
20 – 24 years	73,234	6,922	7.14	0.63
25 – 34 years	169,787	10,161	7.08	0.39
35 – 44 years	88,617	10,226	3.56	0.40
45 – 54 years	33,139	5,356	1.76	0.28
55 – 64 years	26,577	7,076	2.12	0.55
65 years and over	19,752	6,977	1.31	0.46
<b>Females</b>	<b>256,059</b>	<b>20,954</b>	<b>1.71</b>	<b>0.14</b>
0 – 4 years	24,433	5,774	2.55	0.59
5 – 14 years	10,312	4,807	0.53	0.25
15 – 19 years	18,626	7,108	1.91	0.72
20 – 24 years	38,364	6,072	3.90	0.59
25 – 34 years	74,600	11,332	3.18	0.47
35 – 44 years	31,065	7,621	1.25	0.30
45 – 54 years	20,215	7,689	1.07	0.40
55 – 64 years	16,797	5,011	1.31	0.39
65 years and over	21,645	7,195	1.05	0.35
<b>Legal Marital Status and Sex</b>				
<b>Both Sexes</b>	<b>723,486</b>	<b>29,674</b>	<b>2.45</b>	<b>0.10</b>
Married or separated	174,236	17,188	1.38	0.13
Divorced	76,234	7,985	4.42	0.44
Widowed	31,264	7,265	2.07	0.47
Never married	441,753	21,513	3.22	0.15
Less than 15 years	64,800	9,857	1.09	0.16
15 years and over	376,953	19,127	4.86	0.23
<b>Males</b>	<b>467,428</b>	<b>21,394</b>	<b>3.19</b>	<b>0.14</b>
Married or separated	103,643	12,551	1.65	0.20
Divorced	53,526	6,523	6.88	0.78
Widowed	8,609	3,492	3.18	1.25
Never married	301,649	15,417	4.13	0.20
Less than 15 years	30,034	7,815	0.98	0.25
15 years and over	271,616	13,480	6.40	0.30

**Table 4.1 Estimated 1996 Census Population Net Undercoverage – Continued**

Characteristics	Net number of persons missed		Population net undercoverage rate	
	Estimated number	Standard error	Estimated rate (%)	Standard error (%)
<b>Females</b>	<b>256,059</b>	<b>20,954</b>	<b>1.71</b>	<b>0.14</b>
Married or separated	70,594	11,853	1.12	0.19
Divorced	22,708	5,074	2.40	0.52
Widowed	22,655	6,276	1.83	0.50
Never married	140,102	14,713	2.18	0.22
Less than 15 years	34,766	7,097	1.19	0.24
15 years and over	105,337	12,655	3.00	0.35
<b>Historical Marital Status and Sex</b>				
<b>Both Sexes</b>	<b>723,486</b>	<b>29,674</b>	<b>2.45</b>	<b>0.10</b>
Married or separated	228,511	17,737	1.59	0.12
Divorced	65,480	7,493	5.29	0.57
Widowed	31,594	7,265	2.17	0.49
Never married	397,904	21,398	3.18	0.17
Less than 15 years	64,828	9,857	1.09	0.16
15 years and over	333,075	19,144	5.10	0.28
<b>Males</b>	<b>467,428</b>	<b>21,394</b>	<b>3.19</b>	<b>0.14</b>
Married or separated	137,760	12,752	1.92	0.17
Divorced	46,811	6,438	8.89	1.11
Widowed	8,712	3,492	3.49	1.35
Never married	274,145	15,380	4.10	0.22
Less than 15 years	30,034	7,815	0.98	0.25
15 years and over	244,111	13,600	6.73	0.35
<b>Females</b>	<b>256,059</b>	<b>20,954</b>	<b>1.71</b>	<b>0.14</b>
Married or separated	90,751	12,226	1.26	0.17
Divorced	18,667	4,236	2.63	0.58
Widowed	22,882	6,276	1.90	0.51
Never married	123,759	14,669	2.13	0.25
Less than 15 years	34,794	7,096	1.20	0.24
15 years and over	88,964	12,588	3.07	0.42



**Table 4.1 Estimated 1996 Census Population Net Undercoverage – Concluded**

Characteristics	Net number of persons missed		Population net undercoverage rate	
	Estimated number	Standard error	Estimated rate (%)	Standard error (%)
<b>Common Law and Sex</b> (persons in common-law unions)				
<b>Both Sexes</b>	<b>60,234</b>	<b>7,042</b>	<b>3.19</b>	<b>0.36</b>
Males	37,249	4,893	3.91	0.49
Females	22,983	5,007	2.45	0.52
<b>Mother Tongue</b>	<b>723,486</b>	<b>29,674</b>	<b>2.45</b>	<b>0.10</b>
English	382,064	20,687	2.18	0.12
French	112,196	13,366	1.67	0.20
Other than English or French	228,049	15,723	5.17	0.34
English and French	-619	2,070	-0.27	0.91
English and Other	3,743	2,423	0.64	0.41
French and Other	-1,861	922	-2.08	1.05
English, French and Other	-83	3	-0.18	0.01

**Table 4.2 Estimated 1996 Census Household Net Undercoverage**

Characteristics	Net number of households missed		Household net undercoverage rate	
	Estimated number	Standard error	Estimated rate (%)	Standard error (%)
<b>Canada</b>	<b>242,647</b>	<b>14,375</b>	<b>2.19</b>	<b>0.13</b>
Newfoundland	2,210	687	1.18	0.36
Prince Edward Island	541	198	1.12	0.40
Nova Scotia	8,107	1,524	2.31	0.42
New Brunswick	5,115	1,468	1.85	0.52
Quebec	56,448	6,466	1.96	0.22
Ontario	92,442	10,438	2.30	0.25
Manitoba	3,421	1,739	0.81	0.41
Saskatchewan	5,450	1,397	1.44	0.36
Alberta	18,065	3,018	1.81	0.30
British Columbia	49,543	5,412	3.36	0.35
Yukon	394	80	3.32	0.65
Northwest Territories	910	139	4.61	0.67
Nunavut	213	68	3.31	1.03
Northwest Territories – west	696	120	5.23	0.86
<b>Urban and Rural Areas</b>	<b>242,647</b>	<b>14,375</b>	<b>2.19</b>	<b>0.13</b>
Urban areas (by size of population)	194,704	12,661	2.21	0.14
500,000 and over	68,209	7,971	2.87	0.33
100,000 – 499,999	54,834	7,512	2.45	0.33
30,000 – 99,999	33,417	5,252	1.66	0.26
10,000 – 29,999	23,893	3,961	2.05	0.33
Less than 10,000	14,351	3,155	1.43	0.31
Rural areas	47,943	5,686	2.12	0.25
<b>All CMAs</b>	<b>161,948</b>	<b>11,792</b>	<b>2.34</b>	<b>0.17</b>
Urban core	152,299	11,404	2.39	0.17
Urban fringe	1,935	1,251	1.34	0.85
Rural fringe	7,714	2,960	1.96	0.74
<b>Non CMAs</b>	<b>80,699</b>	<b>7,516</b>	<b>1.95</b>	<b>0.18</b>
<b>Selected CMAs</b>				
Montréal	24,764	3,855	1.81	0.28
Toronto	51,556	8,162	3.35	0.51
Vancouver	26,840	3,780	3.73	0.51
Ottawa	7,161	2,604	1.83	0.65
All others	51,627	7,274	1.78	0.25



**Table 4.2 Estimated 1996 Census Household Net Undercoverage – Concluded**

Characteristics	Net number of households missed		Household net undercoverage rate	
	Estimated number	Standard error	Estimated rate (%)	Standard error (%)
<b>Type of Private Dwelling</b>	<b>242,647</b>	<b>14,375</b>	<b>2.19</b>	<b>0.13</b>
Single-detached house	95,568	8,765	1.54	0.14
Semi-detached house	6,097	2,013	1.20	0.39
Row house	9,613	3,102	1.75	0.56
Apartment in a building that has fewer than five storeys	53,782	7,487	2.58	0.35
Apartment in a building that has five or more storeys	22,396	4,870	2.24	0.48
Mobile home	13,550	2,588	7.79	1.37
Other single-attached house	966	879	2.38	2.12
Duplex	40,675	5,421	8.26	1.01





## V. Coverage Error Measurement Program

### A. Scope and Objectives

The Coverage Error Measurement Program focuses on the population universe, the dwelling universe, and the household universe. The following components of coverage error are measured:

- undercoverage and overcoverage of the population;
- undercoverage and overcoverage of households; and
- classification errors involving unoccupied private dwellings.

The 1996 Coverage Error Measurement Program consisted of four studies:

- Vacancy Check
- Reverse Record Check
- Automated Match Study
- Collective Dwelling Study

The Vacancy Check (VC) produced estimates of undercoverage arising from the incorrect classification of dwellings as unoccupied. The Reverse Record Check (RRC) was designed to measure undercoverage from all sources, including the undercoverage measured by the VC. Overcoverage was measured by the RRC, the Automated Match Study (AMS), and the Collective Dwelling Study (CDS). The AMS focused on persons counted more than once within the same region (Atlantic, Quebec, Ontario, rest of Canada) while the CDS estimated overcoverage resulting from persons enumerated as usual residents in a collective dwelling who were also enumerated at a private dwelling. Although the RRC is designed to measure overcoverage from all sources, only the overcoverage not measured by either the AMS or the CDS contributed to the estimates of coverage error.

1996 Census Coverage Error Measurement Program		
Study	Sample Size	Objective
Vacancy Check	1,396 enumeration areas	Measures undercoverage from occupied dwellings misclassified as vacant.
Reverse Record Check	57,016 persons	Measures undercoverage from all sources and overcoverage not included in the Automated Match Study or the Collective Dwelling Study.
Automated Match Study	7,688 pairs of households	Measures overcoverage from persons enumerated in two households in the same region.
Collective Dwelling Study	12,561 persons	Measures overcoverage from persons enumerated in a collective dwelling and a private dwelling.

The data resulting from these four studies were used in the following ways:

- Estimates from the Vacancy Check were included in the final census counts to account for this specific source of undercoverage.

- Estimates from the Reverse Record Check, the Automated Match Study, and the Collective Dwelling Study were only included in the base population for the Population Estimates Program of Statistics Canada.
- Information on the causes and characteristics of coverage errors is used in the planning of the next census to identify areas or sub-groups of the population where the level of coverage error is particularly high.
- Supplementary information collected by the studies was used to evaluate the quality of selected census questions. The Reverse Record Check, for example, provides the means of linking an individual's answers over two consecutive censuses thereby enabling the calculation of response error for questions such as date of birth, sex, and mother tongue.
- The results serve to inform users about the nature and levels of coverage errors in the census so that they are better informed when drawing conclusions or making decisions based on census data.

The methodology and results of each of the coverage measurement studies are presented in the following chapters.

## **B. Improvements**

The following changes were made to the 1991 coverage studies to obtain a better measure of coverage error from the 1996 coverage studies:

- The Temporary Residents Study was cancelled. This study focused on undercoverage resulting from the failure to enumerate persons who were away from their usual place of residence on Census Day. Besides concerns about the quality of the data from the Temporary Residents Study, it was recognized that the Reverse Record Check could estimate this type of undercoverage with sufficient quality.
- Undercoverage of incompletely enumerated Indian reserves is no longer measured, due to the increasing difficulty of selecting a representative sample in the Reverse Record Check.
- A more comprehensive measure of overcoverage was produced due to two changes. Firstly, the Private Dwelling Study was integrated into the Reverse Record Check, so each Selected Person was classified either as enumerated once, enumerated more than once, missed, or not enumerable. This change also resulted in an increase of addresses where overcoverage could have occurred. Secondly, the Automated Match Study was substantially expanded from the 1991 approach of measuring overcoverage within an enumeration area to measuring overcoverage within a large region (Atlantic, Quebec, Ontario, rest of Canada).
- Improvements to the Reverse Record Check included a more efficient one-stage design, a more extensive follow-up of persons potentially missed, and a redesign of processing operations.



## VI. Vacancy Check

### A. Introduction

One of the potential sources of error in the census is the misclassification of dwellings. The erroneous inclusion of marginal dwellings or dwellings under construction in the unoccupied dwellings classification results in overcoverage of the housing stock, whereas the incorrect classification of occupied dwellings as unoccupied results in undercoverage of both households and persons. The purpose of the Vacancy Check is to study these two types of classification error.

The uses of the information collected by the Vacancy Check are as follows:

- to estimate the number of unoccupied dwellings that were outside the housing universe;
- to estimate the number of occupied dwellings that were misclassified as unoccupied during the census;
- to estimate the number of households and persons missed as a result of this misclassification; and
- **to adjust the census data for households and persons to correct this misclassification.**

### B. Methodology

#### 1. Stratification and Sample Selection

The population targeted by the Vacancy Check was all unoccupied dwellings identified in the Census as of May 14, 1996 excluding unoccupied dwellings in collective enumeration areas (EAs), canvasser EAs and in Indian reserves. These areas were excluded from the sampling frame mainly because of cost and operational considerations.

The sample size for the 1996 Vacancy Check was set at 1,396 EAs across Canada. The sampling frame included all mail-back EAs with the exception of Indian reserves.

The initial screening for the sample selection was done to select only EAs which had a mail-back method of collection and which were not linked to Indian reserves, Indian settlements, or other types of Indian census subdivisions (CSDs). The EAs were then split into separate urban and rural frames for sample selection. In order to be included in the urban frame an EA must initially have been part of a census agglomeration (CA) or census metropolitan area (CMA) that had 40,000 or more occupied dwellings. If more than 50% of the EAs in a census commissioner district (CCD) located within the selected CA/CMAs were linked to urban areas, then all EAs within that CCD were considered to be urban. Otherwise all EAs within that CCD were considered to be rural. All EAs that did not fall into the urban definition became part of the rural frame. The Vacancy Check sample was then selected from these two frames.

#### Urban Sample

The urban sample had three separate components. In the Yukon and Northwest Territories all EAs in the frame were selected for the Vacancy Check. In Prince Edward Island, a simple random sample of 48 EAs was selected. The urban sample for all other provinces was selected by stratifying the urban EAs by CA/CMA within each province, i.e. each CA/CMA was considered a stratum, and a simple random sample of the required number of EAs was then selected from each stratum. This gave a total of 725 urban EAs in the sample.

#### Rural Sample

The rural sample was selected with the use of two-stage sampling. Interviewer field costs, especially travel costs, can rise substantially outside urban areas. Based on 1986 and 1991 data, 5 EAs grouped together were determined to be an

appropriate workload for a Vacancy Check interviewer. In order to group 5 EAs close enough together to form a relatively tight unit, two-stage sampling was used. In the first stage, the allocated number of CCDs was randomly selected for each province. In the second stage, five EAs were randomly selected from each of the selected CCDs. These sampling procedures produced the 671 EAs in the rural sample.

The Vacancy Check sample consisted of all unoccupied dwellings in the sampled EAs. A total of 21,252 dwellings were selected to be part of the Vacancy Check sample. Table 6.1 shows the sample distribution by province and territory.

A Centralized Edit Test was conducted as part of the 1996 Census. It took place in Eastern Ontario, and the Vacancy Check EAs which were part of this test required slightly different head office processing than the rest of the Vacancy Check sample. The sample in Ontario in 1996 is slightly larger than the sample in 1991 to take into account the centralized edit EAs. In order to keep the sample size at approximately 1,400 EAs, the sample in Quebec is slightly smaller than in 1991.

## **2. Field Interviews**

All dwellings classified as unoccupied on Census Day in the sampled EAs were to be checked again in late June or early July 1996, to determine the true occupancy status of the dwellings on Census Day.

The timing of this operation after census enumeration was left to the discretion of each regional office. In Eastern Ontario, where centralized edit procedures were being tested, the Vacancy Check could not be completed until late August (rural areas) or early September (urban areas). To determine occupancy status, interviewers were instructed to contact current occupants, neighbours, landlords, or any other person with some knowledge about the dwelling. Up to three contact attempts were made for each dwelling. If the dwelling was found to have been occupied on Census Day, the number and names of occupants of the dwelling on Census Day were also obtained.

## **3. Processing, Coding, and Editing**

All questionnaires were sent to Ottawa for processing after interviews were completed. Once in head office, the questionnaires went through preliminary processing and were then captured.

First, any questionnaires not belonging to the sample were eliminated, and in cases where more than one questionnaire was completed for an address, the correct questionnaire for each dwelling was obtained. Some preliminary edits and general grooming of the questionnaires were then carried out before the questionnaires were sent for capture.

Once data capture was completed, the questionnaires were subjected to an extensive set of consistency edits. The questionnaires failing edits were examined individually in order to resolve the inconsistencies.

For each dwelling found to have been occupied on Census Day, the Visitation Record (VR) was checked. If the dwelling was listed as both an unoccupied dwelling and an occupied dwelling, it was assumed that the occupied dwelling enumeration was correct. That is, the dwelling and its occupants had been correctly enumerated in the census. The dwelling was placed in the "not in housing stock" category, since it should not have been listed as an unoccupied dwelling.

The remaining questionnaires completed for each EA were then checked against the listings of unoccupied dwellings in the VR. Dwellings for which a questionnaire was received but no listing was found in the VR were removed from the study. Dwellings which were listed in the VR, but for which no Vacancy Check questionnaire was received, were considered to be non-response.



#### 4. Non-response, Imputation, and Weighting

Total non-response (i.e. no information for a particular dwelling) was addressed with an adjustment to the weights within each of several subprovincial areas. These subprovincial areas consisted of the three largest CMAs (Montréal, Toronto and Vancouver) along with the remaining urban and rural parts of each province and territory.

Item non-response for occupancy status, number of usual residents, and dwelling type was addressed by imputation. Occupancy status was imputed first and then used in the imputation of the other variables.

The weights were then adjusted so that their sum would give the known number of unoccupied dwellings found in the census for each subprovincial area.

The final step of the Vacancy Check processing was the actual adjustment of the census databases. This was accomplished by first producing a national level profile of misclassified dwellings for both urban and rural areas, using the type of dwelling and the number of persons missed because of the misclassification. These national profiles were then used to create estimates of the number of misclassified dwellings by number of persons in the household, type of dwelling, and rural/urban parts at the province and territory level. On the basis of these estimates, enumerated households with the same characteristics (number of persons, type of private dwelling) were selected at random, and their weights in the census were increased by one unit. For each household selected, the weight of one unoccupied dwelling from the same EA was set to zero so that the total number of dwellings would not be increased.

### C. Results

The main results are shown in Tables 6.2, 6.3, 6.4 and 6.5. Table 6.2 gives the estimated number and rate of dwellings misclassified as unoccupied by urban/rural area, by region, by province, and by type of dwelling. Table 6.3 shows the number of households and persons added to the 1996 Census counts because of these misclassifications. Table 6.4 shows the number of unoccupied dwellings not in the housing stock, using the same breakdown of areas as the one given in Table 6.2. Table 6.5 shows the undercoverage rates for households and persons and the overcoverage rates for dwellings.

#### 1. Occupied Dwellings

Table 6.2 shows that 7.8% of dwellings that were classified as unoccupied during the census were actually occupied. These also include dwellings that were occupied by foreign or temporary residents only as well as dwellings for which one or more persons were enumerated elsewhere in Canada. This number is down from the value of 10.1% found in 1991. This misclassification of dwellings was more prevalent in urban areas (9.9%) than in rural areas (5.5%).

At the province level, Yukon had the highest rate of misclassification at 19.7%. This was followed by Ontario, British Columbia, and Alberta at 10.1%, 9.7%, and 7.9% respectively. The rates for the other provinces were fairly consistent, ranging from 4.3% in Newfoundland to 6.1% in Quebec.

Among the three largest CMAs, the rate of misclassification in Toronto (21.6%) is much higher than in either Montréal (7.2%) or Vancouver (12.6%).

Among the types of dwellings classified in the census, the rate of misclassification is lowest in single-detached houses (7.6%) and highest in apartments in buildings of five or more storeys (12.1%). The rate of misclassification in the "Other" category, which includes semi-detached houses, row houses, duplexes, apartments in buildings with fewer than five storeys, mobile homes and other movable dwellings, is 10.6%.

Owing to this classification error, a number of households and persons were not enumerated in the 1996 Census. However, some of the 61,287 dwellings misclassified as unoccupied had actually also been correctly enumerated by the CR as occupied dwellings in that they were listed twice in the VR, and some were occupied by temporary or foreign residents who should, correctly, not have been included in the census counts. Therefore, the actual number of underenumerated households was estimated at 46,553, and this is the number of households that were added to the census counts via the Vacancy Check Study. Table 6.3 shows the actual number of households and persons that were added to the census counts. Table 6.5 shows that the undercoverage of households due to this classification error was 0.42%, which represents these 46,553 households. Undercoverage of persons is 0.30% or 87,753 persons.

## 2. Dwellings Not in the Housing Stock

The enumeration of unoccupied dwellings which fall outside the housing universe results in overcoverage of dwellings. Dwellings are considered to be outside the housing universe if they are used for commercial purposes, if they are not habitable year round, and if they are double counted in the census—that is, if they are listed in the VR as occupied as well as unoccupied.

In order for a dwelling to be considered suitable for year-round occupancy, it must have shelter from the elements, a source of water, and a source of heat. It is sometimes difficult to tell whether a dwelling is in fact habitable such as in the case of cottages, a dwelling under construction that is almost complete, or a dwelling that has deteriorated. The question of suitability can therefore have a degree of subjectivity, so that different census representatives may classify a dwelling differently. For this reason **the estimates of unoccupied dwellings identified in the Vacancy Check as not part of the housing stock, given in Table 6.4, should be used with caution.**

Overall, dwellings outside the housing stock account for 15.2% of all dwellings classified as unoccupied in the census. The problem is slightly more pronounced in rural areas (17.5%) than in urban areas (13.2%). At the province level, the incidence of dwellings outside the housing stock having been classified as unoccupied ranges from 7.5% in the Northwest Territories to 40.8% in Prince Edward Island.

Finally, Table 6.5 shows that dwelling overcoverage is estimated at 1.09% of all dwellings. At the province/territory level, overcoverage ranges from 0.29% in the Northwest Territories to 2.77% in Saskatchewan.



**Table 6.1 Sample Size by Province/Territory, 1996 Vacancy Check**

Province/territory	Number of EAs in sample	Number of unoccupied dwellings in sample
<b>Canada</b>	<b>1,396</b>	<b>21,252</b>
Newfoundland	82	1,758
Prince Edward Island	48	706
Nova Scotia	90	1,531
New Brunswick	71	937
Quebec	250	4,564
Ontario	256	2,766
Manitoba	90	1,545
Saskatchewan	137	2,166
Alberta	133	1,538
British Columbia	149	2,382
Yukon	47	646
Northwest Territories	43	713

**Table 6.2 Estimated Number of Occupied Dwellings Misclassified as Unoccupied, 1996 Vacancy Check**

Characteristics	Number of dwellings initially classified as unoccupied	Occupied Dwellings			
		Estimated total	Standard error	Rate (%)	Standard error (%)
<b>Canada</b>	<b>781,594</b>	<b>61,287</b>	<b>3,296</b>	<b>7.8</b>	<b>0.4</b>
Urban	415,474	41,295	2,570	9.9	0.6
Rural	366,120	19,992	2,021	5.5	0.6
Atlantic	67,671	3,303	488	4.9	0.7
Newfoundland	23,081	1,001	303	4.3	1.3
Prince Edward Island	3,109	176	40	5.7	1.3
Nova Scotia	25,842	1,305	291	5.1	1.1
New Brunswick	15,639	822	246	5.3	1.6
Quebec	216,838	13,298	1,502	6.1	0.7
Ontario	262,721	26,611	2,457	10.1	0.9
Prairies	142,773	9,187	849	6.4	0.6
Manitoba	32,598	1,900	326	5.8	1.0
Saskatchewan	40,276	1,757	341	4.4	0.8
Alberta	69,899	5,530	706	7.9	1.0
British Columbia	90,112	8,714	1,269	9.7	1.4
Territories	1,479	173	32	11.7	2.2
Yukon	748	147	30	19.7	4.0
Northwest Territories	731	26	10	3.6	1.4
<b>Selected CMAs</b>					
Montréal	70,552	5,093	858	7.2	1.2
Toronto	38,210	8,259	1,588	21.6	4.2
Vancouver	29,711	3,737	765	12.6	2.6
<b>Type of Private Dwelling</b>					
Single-detached	329,517	24,987	2,172	7.6	0.7
Apartment in a building with five or more storeys	62,829	7,593	1,584	12.1	2.5
Other	272,067	28,707	2,102	10.6	0.8

**Table 6.3 Number of Households and Persons Added by the 1996 Vacancy Check**

Characteristics	Number of dwellings initially classified as unoccupied	Households added		Persons added	
		Total	Standard error	Total	Standard error
<b>Canada</b>	<b>781,594</b>	<b>46,553</b>	<b>2,813</b>	<b>87,753</b>	<b>5,528</b>
Urban	415,474	33,256	2,299	61,768	4,116
Rural	366,120	13,298	1,608	25,985	3,646
Atlantic	67,671	2,300	357	4,095	621
Newfoundland	23,081	564	166	1,102	328
Prince Edward Island	3,109	114	33	238	71
Nova Scotia	25,842	1,089	253	1,826	392
New Brunswick	15,639	532	187	930	346
Quebec	216,838	9,691	1,156	17,283	2,036
Ontario	262,721	20,734	2,259	39,542	4,503
Prairies	142,773	6,638	605	12,693	1,315
Manitoba	32,598	1,517	274	2,470	415
Saskatchewan	40,276	1,030	209	1,631	303
Alberta	69,899	4,091	497	8,591	1,210
British Columbia	90,112	7,057	989	13,897	2,006
Territories	1,479	132	28	244	47
Yukon	748	16	27	205	44
Northwest Territories	731	6	7	39	17
<b>Selected CMAs</b>					
Montréal	70,552	3,898	710	6,024	1,049
Toronto	38,210	6,827	1,469	13,324	2,888
Vancouver	29,711	3,306	727	6,965	1,522
<b>Type of Private Dwelling</b>					
Single-detached	329,517	17,430	1,625	37,889	4,000
Apartment in a building with five or more storeys	62,829	6,178	1,468	10,031	2,639
Other	272,067	22,946	1,843	39,833	3,370



**Table 6.4 Estimated Number of Unoccupied Dwellings Not in Housing Stock, 1996 Vacancy Check**

Characteristics	Number of dwellings initially classified as unoccupied	Not in housing stock			
		Estimated total	Standard error	Rate (%)	Standard error (%)
<b>Canada</b>	<b>781,594</b>	<b>118,748</b>	<b>13,990</b>	<b>15.2</b>	<b>1.8</b>
Urban	415,474	54,764	4,862	13.2	1.2
Rural	366,120	63,984	13,081	17.5	3.6
Atlantic	67,671	10,984	1,187	16.2	1.8
Newfoundland	23,081	4,243	925	18.4	4.0
Prince Edward Island	3,109	1,268	229	40.8	7.4
Nova Scotia	25,842	2,862	621	11.1	2.4
New Brunswick	15,639	2,611	339	16.7	2.2
Quebec	216,838	34,061	5,169	15.7	2.4
Ontario	262,721	35,583	12,279	13.5	4.7
Prairies	142,773	23,176	2,994	16.2	2.1
Manitoba	32,598	4,829	592	14.8	1.8
Saskatchewan	40,276	10,405	2,532	25.8	6.3
Alberta	69,899	7,943	1,483	11.4	2.1
British Columbia	90,112	14,667	2,804	16.3	3.1
Territories	1,479	278	70	18.8	4.7
Yukon	748	222	69	29.7	9.2
Northwest Territories	731	55	15	7.5	2.1
<b>Selected CMAs</b>					
Montréal	70,552	8,767	1,611	12.4	2.3
Toronto	38,210	5,396	1,524	14.1	4.0
Vancouver	29,711	4,889	1,451	16.5	4.9

**Table 6.5 Undercoverage Rates for Households and Persons, and Overcoverage Rates for Dwellings, 1996 Vacancy Check**

Characteristics	Undercoverage				Overcoverage	
	Households <sup>1</sup>		Persons <sup>2</sup>		Dwellings <sup>3</sup>	
	Rate (%)	Standard error (%)	Rate (%)	Standard error (%)	Rate (%)	Standard error (%)
<b>Canada</b>	<b>0.42</b>	<b>0.03</b>	<b>0.30</b>	<b>0.02</b>	<b>1.09</b>	<b>0.13</b>
Newfoundland	0.30	0.09	0.20	0.06	2.26	0.49
Prince Edward Island	0.24	0.07	0.18	0.05	2.61	0.47
Nova Scotia	0.31	0.07	0.20	0.04	0.83	0.18
New Brunswick	0.19	0.07	0.12	0.05	0.96	0.12
Quebec	0.34	0.04	0.24	0.03	1.20	0.18
Ontario	0.52	0.06	0.36	0.04	0.90	0.31
Manitoba	0.36	0.06	0.22	0.04	1.15	0.14
Saskatchewan	0.27	0.06	0.16	0.03	2.77	0.67
Alberta	0.41	0.05	0.31	0.04	0.81	0.15
British Columbia	0.48	0.07	0.36	0.05	1.02	0.20
Yukon	0.98	0.23	0.64	0.14	1.92	0.60
Northwest Territories	0.08	0.04	0.06	0.03	0.29	0.08
<b>Selected CMAs</b>						
Montréal	0.29	0.05	0.18	0.03	0.65	0.12
Toronto	0.45	0.10	0.30	0.07	0.36	0.10
Vancouver	0.46	0.10	0.37	0.08	0.70	0.21

<sup>1</sup> Obtained by calculating the ratio of the number of households missed (owing to the misclassification of unoccupied dwellings) to the total number of households that should have been enumerated, that is, the number of enumerated households plus the undercoverage of households obtained by the 1996 Reverse Record Check minus the overcoverage of households obtained by the 1996 Reverse Record Check, the 1996 Automated Match Study, and the 1996 Collective Dwelling Study.

<sup>2</sup> Obtained by calculating the ratio of the number of persons missed (owing to the misclassification of unoccupied dwellings) to the total number of persons who should have been enumerated, that is, the number of enumerated persons plus the undercoverage of persons obtained by the 1996 Reverse Record Check minus the overcoverage of persons obtained by the 1996 Reverse Record Check, the 1996 Automated Match Study, and the 1996 Collective Dwelling Study.

<sup>3</sup> Obtained by calculating the ratio of the number of structures not in the housing stock and erroneously classified as unoccupied dwellings to the total number of dwellings in the housing stock, that is, the total number of enumerated dwellings minus the enumerated dwellings not in the housing stock.





## VII. Reverse Record Check

### A. Introduction

Following each census since 1966, the Reverse Record Check (RRC) has been carried out to measure gross undercoverage, that is, to estimate the number of persons and households missed in the census. The RRC results are combined with the findings of the other coverage studies to calculate net undercoverage. In 1996, for the first time, the Private Dwelling Study carried out for 1991 to measure overcoverage, was incorporated into the RRC.

The main objectives of the 1996 RRC were:

- (a) to study the effects of population undercoverage in the 1996 Census and produce estimates of undercoverage for provinces and territories and for some major subgroups of the population;
- (b) to obtain an indication of the extent of household undercoverage in the 1996 Census;
- (c) to study the characteristics of individuals and households missed in the census and identify possible reasons for the errors;
- (d) to obtain an indication of the level of overcoverage of individuals and households living in private dwellings in the 1996 Census.

Population and household undercoverage is generally regarded as one of the most important sources of error affecting census data. It causes a downward bias to the extent that the census figures underestimate the true population and household counts. Overcoverage, on the other hand, results in an upward bias whereby census data overestimate the true population and household counts. These two sources of error may also distort the distribution of population and household characteristics estimated from census data if overcounted and uncounted persons do not have the same characteristics as enumerated individuals.

### B. Methodology

The target population of the 1996 RRC was the same as that of the 1996 Census—all persons living in Canada on May 14, 1996, Canadian government employees and military personnel posted abroad, and persons aboard Canadian-flagged merchant vessels. Hence, the RRC sample was made up of persons who should have been enumerated in the 1996 Census and was selected from sources independent of the census. Shortly after the census, tracing operations were undertaken to contact and interview Selected Persons (SPs) from the sample and find out where they were living on Census Day (May 14, 1996). Subsequently, census documents were searched to determine whether the SPs had been enumerated in 1996 and, if so, whether they had been enumerated more than once or erroneously (e.g., deceased persons who were enumerated).

Following these tracing and searching operations, each SP was classified as either “enumerated once”, “enumerated more than once”, “missed”, “deceased”, “deceased and enumerated in error”, “emigrated”, “emigrated and enumerated in error”, “abroad”, “out of scope”, “not identified”, “not traced”, or “not classified”. The results were then weighted to reflect the size of the population.

#### 1. Sample Frame Construction and Sample Selection

The target population, which consisted of all persons who should have been enumerated in the 1996 Census, was formed from six sources or sampling frames. The first five frames were used to estimate undercoverage in the 10 provinces,

whereas estimates for the two territories were calculated on the basis of samples from the sixth frame. A total of 57,016 persons were selected for the sample. Table 7.1 gives the distribution of the sample among the frames.

**Table 7.1 Sample Frames, 1996 Reverse Record Check**

Sample frame	Definition	Sample size (persons)
Census	All persons enumerated in the 1991 Census	42,065
Missed	All persons not enumerated in the 1991 Census	2,341
Births	All children born between June 4, 1991, and May 13, 1996	3,390
Immigrants	All landed immigrants who arrived in Canada between June 4, 1991, and May 13, 1996	2,605
Permit holders and refugees	All persons holding employment or student authorizations or Minister's permits (including extensions) and persons claiming refugee status who were in Canada on May 14, 1996	1,465
Health Care Files	All persons listed in the health insurance files of the Yukon and the Northwest Territories who were in Canada on May 14, 1996	5,150
<b>Total</b>		<b>57,016</b>

Sampling was carried out independently within each frame. The sample design varied from frame to frame depending on the nature of the list used. The sampling rates within frames were not uniform. To improve the efficiency of the sample, higher sampling rates were applied in subgroups for which high undercoverage or a lower tracing rate was expected.

In the Census frame, two-stage sampling with geographic stratification used for the 1991 RRC was replaced by single-stage sampling with demographic stratification and optimum allocation based on historical tracing and undercoverage rates and stratum size. The population was stratified by province of residence, sex, age, and marital status. Persons enumerated on Indian reserves and in collective dwellings were placed in separate strata. A sample was then selected within each stratum in order to include the largest possible number of "missed" cases. The sampling fractions were not the same in all strata. For example, males aged 20 to 29 in 1996 had a greater probability of being selected since it had been observed in previous RRCs that undercoverage was consistently higher in that stratum.

For the Births frame, copies of all birth registrations for the intercensal period were obtained from Vital Statistics. The frame was then stratified by province of residence and year of birth. The Immigrants frame was constructed using immigration records from Employment and Immigration Canada. It was stratified by year of arrival in Canada. Then, single-stage sampling was used for each of these frames.

The Missed frame is a conceptual frame since there is no list of all persons not enumerated in the 1991 Census. The sample for that frame consists of all cases classified as "not enumerated" in the 1991 RRC. The sample is not stratified as such, although there is implicit stratification since cases not enumerated in 1991 came from different frames and strata in the 1991 RRC.

Permit holders were grouped by province and type of permit. The refugee list was stratified by province. Single-stage samples were selected within each stratum.

Finally, age, sex, area (urban or rural), and, for the Northwest Territories only, Aboriginal status were used to form strata for each territory within the Health Care Files frame. Single-stage samples were selected within the strata.

One problem with multiple frames is that persons may be listed on more than one frame. For example, a person in the Immigrants frame may have been in Canada on a work permit in June 1991 and thus would have been enumerable in the 1991 Census. That person would then be in the Immigrants frame and in the Census frame if he or she were



enumerated, or represented by the Missed frame if they were not enumerated. It is important to identify all potential cases of frame overlap; if this is not done, estimates could be too high because people have been double-counted. Another problem is that none of the sample frames cover persons who had emigrated or were out of the country at the time of the 1991 Census and returned during the intercensal period ("returning Canadians"). It is estimated that there are 116,000 such persons, but the number of "missed" cases has not been estimated.

## 2. Tracing and Searching Operations and Verification of Classification

The purpose of the various RRC operations was to classify each SP as one of the following:

- (a) enumerated once in the 1996 Census;
- (b) enumerated more than once in the 1996 Census;
- (c) missed in the 1996 Census;
- (d) died before the 1996 Census;
- (e) emigrated before the 1996 Census;
- (f) temporarily abroad at the time of the 1996 Census;
- (g) out of scope, that is, the SP should not be included in the 1996 Census (for example, babies born after May 14, 1996, permit holders and refugees who were no longer in Canada) or covered by more than one frame;
- (h) not identified, that is, an identifier such as name, date of birth or sex was missing, and as a result there was insufficient information to initiate or validate the tracing process;
- (i) not traced, that is, the SP was not contacted and interviewed to determine whether he or she belonged to the census target population and, if so, what his or her usual residence was on Census Day;
- (j) not classified, that is, it was determined through contact that the SP was part of the target population but there was insufficient information to assign a final classification (because the addresses were too vague).

This classification was achieved by two operations: tracing and searching. The purpose of tracing was to establish the SP's address and status on Census Day 1996. Searching consisted of checking 1996 Census documents (visitation records and questionnaires) and the database to determine whether the SP had in fact been enumerated.

Since most of the addresses obtained at the time the sample was selected dated back to the 1991 Census, a match with administrative files was done to update the addresses of the SP and each member of his or her household. Updated information about other members of the household is one of the biggest improvements made in the RRC in 1996. Tracing the SP was much easier with the additional information. In cases where there was a match, the linkage provided an address that generally dated from the spring of 1995.

The information was sent to Statistics Canada's regional offices, and interviewers tried to contact each SP at his or her current address and conduct a telephone interview. Interviewers were instructed to make every effort to reach the SP (or, in the case of a child, an adult responsible for the SP), but if they were unable to do so, they interviewed a person in the same household or who knew the SP well enough to complete the questionnaire. The interviewers collected information about the SP's exact address on Census Day and any other addresses where the SP might have been enumerated, along with the names and socio-demographic and economic characteristics of persons who were living with the SP at that time.



On the basis of the information obtained through telephone tracing and interviewing, SPs were classified as either contacted, deceased, emigrated, temporarily abroad, or not traced.

For all contacted cases in which telephone tracing yielded one or more possible addresses for the SP on Census Day, a search of the 1996 Census documents for each address was carried out. The search consisted of three steps: first, automated conversion of the address(es) into a search area consisting of one or more enumeration areas; second, an automated search of the census database within the search area for potential matches according to similar characteristics (date of birth and sex) of the SP and household members; and third, a manual search of the census questionnaires of the potential matches to determine whether the SP's name and address were there. This strategy of matching the SP's household, rather than just the SP, in the census database was the most significant improvement in data processing for the 1996 RRC. These operations determined whether the SP should have been enumerated, was enumerated or was enumerated at more than one address.

For cases not contacted, search operations were conducted using the addresses identified during the preparations for tracing.

For cases not found on a census questionnaire at this point in the RRC processing, or for cases that had not been sent for tracing because they were selected late, follow-up was carried out at Statistics Canada's regional offices. An interviewer attempted to contact the SP in order to find out where he or she was on Census Day and why he/she was not enumerated. If the interviewer was successful, the census questionnaire for the new address was searched in an effort to find the SP. Additional information was collected in 87% of all follow-up cases.

A new operation was introduced in the 1996 RRC. Known as the mega-match, this operation helped classify SPs as enumerated at addresses not identified during tracing or at unsearchable addresses. It consisted of matching the SP's household against the 1996 Census database, using day, month and year of birth and sex, and identifying all households in the database with two or more matching members. In a few cases, we were able to find an address at which members of the SP's household were enumerated but the SP was not.

Prior to final classification, additional searching was done for all SPs that had not yet been found enumerated. Efforts were made to identify other addresses using electronic telephone books or a Revenue Canada database.

Following all these steps, all SPs were classified into one of the categories mentioned at the beginning of this section.

To be classified as "enumerated once" or "enumerated more than once", an SP had to be included in a census questionnaire (name, date of birth and sex), and there had to be a record for that person in the census database. These cases were matched against the census database to confirm their enumerated status. In addition, for a large sample of the cases, the questionnaires for the enumeration address were checked again.

An SP was classified as "missed" when it was confirmed that the person was alive and in Canada on Census Day but did not appear in any census questionnaires for the traced addresses. A detailed review was done of all "missed" cases to ensure that all possible addresses had been identified and searched.

For "deceased" cases, administrative records of deaths (available at Statistics Canada) were checked to ensure that the SPs had in fact died before May 14, 1996. In some uncertain cases, a search was conducted for the last address of residence obtained through telephone tracing. This type of verification could not be done for SPs classified as "emigrated prior to May 14, 1996" since emigration records are not kept in Canada. In some cases, however, it was possible to use Revenue Canada's database to confirm emigration. Classification of these cases depended on the reliability of the information source. Finally, for SPs classified as "temporarily abroad", a search of the questionnaire for the last known address of residence in Canada was carried out to ensure that these persons had not been listed at that address by others.

A number of cases were reclassified on the basis of these verifications. Table 7.2 shows the final distribution of the sample by category and frame. Of the 57,016 SPs originally selected for the sample, 2,292 (4.0% of the sample) were missed in the 1996 Census, while 49,198 (86.3%) were enumerated. Furthermore, 2,292 SPs (4.0%) were non-respondents for the purposes of the study (this includes SPs who were “not identified”, “not traced” and “not classified”). The remaining 3,234 (5.7%), who were either deceased or no longer residing in Canada (“emigrated”, “abroad” or “out of scope”), made up the sample attrition. It is important to note that these figures are crude, unweighted results and are not to be taken as census coverage and undercoverage rates.

### 3. Creation of a Final Database and Estimation

The process of creating a final database consisted of five main steps:

- (a) capture and edit of selected data from the RRC questionnaire;
- (b) imputation of item non-response for the RRC questionnaire;
- (c) incorporation of address search and classification results;
- (d) processing for total non-response and other weight adjustments; and
- (e) calculation of final estimates of undercoverage and standard errors.

All data in the RRC questionnaires were captured. Some questions were similar to questions asked in the census questionnaire. They were included so that estimates of undercoverage could be produced for various population and household subgroups. These data formed the core of the final database.

In some cases, the data for one or more questions were missing or inaccurate. Wherever possible, an attempt was made to obtain the required information from other sources such as sample frames and administrative records. Imputation was performed only as a last resort; it was necessary in very few cases.

The results of address processing and SP classification, discussed in the previous section, were added to the final database.

The first step in producing estimates from the final classification of the RRC sample was to adjust the sampling weights of respondents to take account of all types of non-respondents (“not identified”, “not traced” and “not classified”). The overall non-response rate was 4.01%, with not-traced SPs accounting for the majority of non-response cases. In essence, the adjustment consisted in redistributing the weight of non-respondents among respondents. This redistribution was done within groups of respondents and non-respondents assumed to have a similar probability of being missed in the census; these groups are known as adjustment groups. A major criterion in forming adjustment groups is the SP’s potential mobility, since it is reasonable to assume that a person changing residence is more likely to be missed than a person who is not mobile.

Adjustment for non-response was carried out in three independent steps. Firstly, the sum of the weights of not-identified cases was distributed among respondents in the same adjustment group. These weight adjustment groups corresponded, more or less, to the stratum in which the SP was originally selected. Next, the same procedure was followed for not-traced and not-classified cases. The weight of these non-respondents was distributed among all of the respondents in the same adjustment group with one exception. Among those classified as enumerated, only those who had recently moved were eligible to receive the weight of the not traced and the not classified.

The final step was a post-stratification, or “weight adjustment” to ensure compatibility with known totals in the sample frame populations. First, it was necessary to take into account that the Health Care Files of the territories provided



incomplete coverage of the population. Second, an adjustment was made for non-permanent residents using more precise figures. Finally, age and sex differences between the census database and the RRC database were addressed as outliers.

An extra weight adjustment was carried out for those SPs classified as enumerated more than once. In some cases, the addresses provided by the SP were too vague to identify a particular address. The weight adjustment accounted for this type of non response.

Tables 7.2 and 7.3 show the unweighted and weighted (final weights) distribution of the RRC sample among the final classification categories.

Table 7.4 gives the results of the overcoverage component of the RRC. The unweighted and weighted number of SPs found to have been enumerated more than once or enumerated in error is given. The split between those cases covered by either the Automated Match Study (AMS) or the Collective Dwelling Study (CDS) and those cases which represent overcoverage that can only be measured by the RRC is also presented in Table 7.4. It is only the latter component that contributes to the overall estimates of population and household overcoverage as described in Chapter X. Although the RRC measures the same types of overcoverage as the AMS and the CDS, it does so with much less accuracy. That is, the weights of the RRC overcoverage cases are higher than the weights for the AMS or CDS overcoverage cases.



**Table 7.2 Sample Distribution by Final Classification and Frame, 1996 Reverse Record Check<sup>1</sup>**

Frame	Census		Births		Immigrants		Missed		Permit holders and refugees		Health Care Files		Total	
Final Classification of Selected Persons	Number	Per-centage	Number	Per-centage	Number	Per-centage	Number	Per-centage	Number	Per-centage	Number	Per-centage	Number	Per-centage
Enumerated (at least once)	37,608	89.5	3,117	92.0	1,726	66.2	1,510	64.6	716	48.9	4,521	87.8	49,198	86.4
Missed	1,347	3.2	86	2.5	184	7.1	212	9.0	209	14.3	254	4.9	2,292	4.0
Deceased	1,348	3.2	22	0.6	7	0.3	60	2.6	1	0.1	11	0.2	1,449 <sup>2</sup>	2.5
Emigrated	271	0.6	18	0.5	72	2.8	33	1.4	0	0.0	6	0.1	400 <sup>3</sup>	0.7
Abroad	132	0.3	18	0.5	50	1.9	20	0.8	0	0.0	14	0.3	234	0.4
Out of scope	59	0.1	6	0.2	351	13.5	349	14.9	251	17.1	135	2.6	1,151	2.0
Not identified	400	1.0	13	0.4	0	0.0	0	0.0	27	1.8	0	0.0	440	0.8
Not traced	686	1.6	97	2.9	193	7.4	125	5.3	224	15.3	107	2.1	1,432	2.5
Not classified	214	0.5	13	0.4	22	0.8	32	1.4	37	2.5	102	2.0	420	0.7
<b>Total</b>	<b>42,065</b>	<b>100.0</b>	<b>3,390</b>	<b>100.0</b>	<b>2,605</b>	<b>100.0</b>	<b>2,341</b>	<b>100.0</b>	<b>1,465</b>	<b>100.0</b>	<b>5,150</b>	<b>100.0</b>	<b>57,016</b>	<b>100.0</b>

<sup>1</sup> These figures are crude, unweighted results and are not to be taken as census coverage and undercoverage rates.

<sup>2</sup> Includes 3 cases enumerated in error.

<sup>3</sup> Includes 8 cases enumerated in error.

**Table 7.3 Weighted Sample Distribution by Final Classification and Frame, 1996 Reverse Record Check<sup>1</sup>**

Frame		Census		Births		Immigrants		Missed		Permit holders and refugees		Health Care Files		Total	
Classification of selected persons	Number	Per- centage	Number	Per- centage	Number	Per- centage	Number	Per- centage	Number	Per- centage	Number	Per- centage	Number	Per- centage	Number
Enumerated (at least once)	24,902,996	92.3	1,803,804	94.6	807,556	69.3	855,025	72.7	143,775	60.3	98,411	90.4	28,611,567	90.5	
Missed	722,255	2.7	51,302	2.7	84,743	7.3	120,715	10.3	44,524	18.7	5,699	5.2	1,029,238	3.3	
Deceased	1,030,017	3.8	14,647	0.8	2,382	0.2	34,086	2.9	181	0.1	291	0.3	1,081,605	3.4	
Emigrated	210,143	0.8	15,086	0.8	34,461	3.0	22,586	1.9	0	0.0	208	0.2	282,485	0.9	
Abroad	97,474	0.4	16,374	0.9	24,859	2.1	15,764	1.3	0	0.0	381	0.4	154,852	0.5	
Out of scope	30,037	0.1	4,714	0.2	211,111	18.1	128,369	10.9	49,904	20.9	3,770	3.5	427,905	1.4	
<b>Total</b>	<b>26,992,922</b>	<b>100.0</b>	<b>1,905,927</b>	<b>100.0</b>	<b>1,165,113</b>	<b>100.0</b>	<b>1,176,545</b>	<b>100.0</b>	<b>238,385</b>	<b>100.0</b>	<b>108,760</b>	<b>100.0</b>	<b>31,587,652</b>	<b>100.0</b>	

<sup>1</sup> These figures are crude results and are not to be taken as census coverage and undercoverage rates.

**Table 7.4 Unweighted and Weighted Number of Cases of Overcoverage, 1996 Reverse Record Check**

	Number of Selected Persons found overcovered			Weighted number of Selected Persons found overcovered		
	Covered by AMS or CDS	Not covered by AMS or CDS	Total	Covered by AMS or CDS	Not covered by AMS or CDS	Total
Newfoundland	10	19	29	2,373	2,854	5,227
Prince Edward Island	3	18	21	180	764	944
Nova Scotia	11	10	21	3,066	1,814	4,880
New Brunswick	2	13	15	631	2,725	3,356
Quebec	17	39	56	17,038	36,715	53,753
Ontario	10	40	50	11,054	33,678	44,732
Manitoba	6	18	24	1,305	6,331	7,636
Saskatchewan	4	10	14	979	3,139	4,118
Alberta	2	20	22	2,266	10,259	12,525
British Columbia	13	31	44	5,784	17,069	22,853
Yukon	4	6	10	66	142	208
Northwest Territories	4	17	21	113	402	515
<b>Canada</b>	<b>86</b>	<b>241</b>	<b>327</b>	<b>44,855</b>	<b>115,893</b>	<b>160,748</b>

AMS = Automated Match Study  
CDS = Collective Dwellings Study





## VIII. Automated Match Study

### A. Methodology

Most of the overcoverage in the census is caused by persons who are present more than once on the census database. The Automated Match Study (AMS) was designed to detect and estimate overcoverage between private dwellings by searching the census database for pairs of households containing persons that have the same sex and full date of birth characteristics in the same geographic region (Atlantic, Quebec, Ontario, rest of Canada). Two sets of programs were put in place. The first set identified pairs of census households in the same region with at least two exact person matches (306,557 matches), whereas the second set identified pairs in the same Federal Electoral District (FED) with only one exact person match (689,747 matches). The pairs of households were then stratified. The census questionnaires for a sample of pairs from each stratum were compared manually to determine if overcoverage had occurred. That is, the list of persons on one questionnaire was compared to the persons listed on the questionnaire for the other household. Whenever the same persons were on both questionnaires, overcoverage was said to have occurred.

In 1991, the automated matching operation was limited to comparing households within the same enumeration area (EA). In 1996, the AMS was expanded substantially to compare households within the same geographic region (Atlantic, Quebec, Ontario, rest of Canada).

### B. Sample Design and Processing

The 996,304 pairs of households identified by the AMS constituted the sampling frame. Stratification was guided by the desire to produce strata that were both meaningful and of a reasonable size. The goal was to group pairs of households with similar probabilities of being overcovered together. The frame of pairs of households was stratified on the basis of province, geographic proximity, the number of exact and near matches, and the number of persons in each household. The measures of geographic proximity were:

- the two households were within the same EA;
- the two households were within the same FED, but in different EAs;
- the two households were within the same province, but in different FEDs; and
- the two households were within the same region (Atlantic, Quebec, Ontario, rest of Canada), but in different provinces.

Within each stratum, a sample of pairs of households was selected and their census questionnaires were checked to determine if the same persons were listed on both of them. No sample was selected from strata containing fewer than 250 pairs nationally. A total of 7,688 pairs of households were verified and 12,548 persons in 3,472 pairs of households were listed on two census questionnaires. These persons were weighted according to the sampling design.

Table 8.1 shows the number of matched pairs of households in the frame, the number of pairs of households verified, and the number of persons listed on both census questionnaires.

**Table 8.1 Sample Size and Number of Overcovered Persons, 1996 Automated Match Study**

Province/territory	Frame Number of pairs matched <i>households</i>	Sample Number of pairs verified <i>households</i>	Number of persons found overcovered
<b>Canada</b>	<b>996,304</b>	<b>7,688</b>	<b>12,548</b>
Newfoundland	8,806	413	605
Prince Edward Island	1,542	214	284
Nova Scotia	18,952	511	756
New Brunswick	13,058	465	621
Quebec	264,958	1,332	1,744
Ontario	433,381	1,629	3,108
Manitoba	26,654	565	858
Saskatchewan	20,094	534	496
Alberta	77,526	830	1,066
British Columbia	129,855	960	2,717
Yukon	385	89	59
Northwest Territories	1,093	146	237
Nunavut	653	47	78
Northwest Territories – west	440	99	159



## IX. Collective Dwelling Study

### A. Stratification, Sample Selection, and Data Collection

This study covered all persons who were enumerated as usual residents in a collective dwelling and measured overcoverage resulting from respondent error when two census questionnaires were completed at different dwellings. A collective dwelling is a dwelling of commercial, institutional, or communal nature where there are generally at least 10 unrelated persons living under the same roof. Collective dwellings are of two types: institutional dwellings such as hospitals and jails, and non-institutional dwellings such as hotels, YMCAs, and school residences.

During the enumeration of collective dwellings on Census Day, the census representatives assigned to institutional collective dwellings recorded an alternative address for all residents (e.g. patients, inmates) using information from the institutions' administrative records. Live-in staff of institutional collective dwellings and usual residents of non-institutional collective dwellings completed an individual census form on which they were asked to report an alternative address. These addresses provided a sampling frame for the Collective Dwelling Study (CDS).

The CDS consisted of two components. The institutional component covered institutional collective dwellings, and the non-institutional component covered non-institutional collective dwellings. Optimal allocation based on the number of usual residents was used to split the sample between the two components. For the institutional component, the sample was allocated to each province according to the number of usual residents in institutional collective dwellings. The sample was selected in two stages. First a sample of 891 institutions was chosen and then a sample of 8,818 usual residents was taken from the selected institutions. For the non-institutional component, the sample was also allocated to each province according to the number of usual residents in non-institutional collective dwellings. A sample of 265 enumeration areas was then chosen. All of the usual residents of the non-institutional collective dwellings in the selected enumeration areas, 3,743 persons, formed the non-institutional sample.

### B. Processing

The data were processed through steps similar to those applied to the Reverse Record Check. For each individual in the sample, the questionnaires completed at their alternative address were verified to determine if they were enumerated a second time. If they were found on the questionnaire, there was overcoverage. There were 7,048 Selected Persons (SPs) with an alternate address and 5,513 SPs without an alternate address. There were 130 SPs from the non-institutional sample found enumerated at a private dwelling and 432 SPs from the institutional sample.

For 54 SPs in the non-institutional sample and 117 SPs in the institutional sample, the addresses recorded on the census questionnaire were too vague to identify a particular census questionnaire. Initial design weights, consisting of the inverse of the probability of selection, were adjusted to account for this type of non-response. Basically, the weights of the non-respondents were distributed among the respondents. In the institutional component, the weights were further adjusted to ensure consistency with census counts at the province level.

Table 9.1 shows the distribution of the final sample and the number of overcoverage cases detected in each component.

**Table 9.1 Sample Size and Number of Overcovered Persons, 1996 Collective Dwelling Study**

Province/territory	Institutional collectives		Non-institutional collectives	
	Number of persons in sample	Cases of overcoverage	Number of persons in sample	Cases of overcoverage
<b>Canada</b>	<b>8,818</b>	<b>432</b>	<b>3,743</b>	<b>130</b>
Newfoundland	102	1	94	5
Prince Edward Island	69	4	87	0
Nova Scotia	321	8	50	8
New Brunswick	293	12	37	3
Quebec	2,068	118	1,034	21
Ontario	2,714	177	1,031	41
Manitoba	491	26	48	4
Saskatchewan	511	16	212	9
Alberta	963	41	731	22
British Columbia	1,211	29	266	17
Yukon	33	0	120	0
Northwest Territories	42	0	33	0

## X. Coverage Error Estimates

### A. Methodology

Let

$\hat{M}$  be the estimate of the number of persons not enumerated at their usual place of residence, as obtained from the 1996 RRC by summing the adjusted weights of those persons in the RRC sample with a final classification of "not enumerated in the 1996 Census";

$C$  be the published 1996 Census count;

$\hat{V}\hat{C}$  be the estimate of the number of persons not enumerated because they occupied dwellings classified by the census representative as unoccupied, as obtained from the Vacancy Check;

$\hat{O}_{AMS}$  be the estimate of the number of overcovered persons measured by the Automated Match Study;

$\hat{O}_{CDS}$  be the estimate of the number of overcovered persons measured by the Collective Dwelling Study;

$\hat{O}_{RRC}$  be the estimate of the number of overcovered persons measured by the Reverse Record Check, net of the overcoverage included in the Automated Match Study and the Collective Dwelling Study; and

$\hat{O}$  be the estimate of the number of persons enumerated more than once or in error where  $\hat{O} = \hat{O}_{AMS} + \hat{O}_{CDS} + \hat{O}_{RRC}$ .

Note that  $C$  includes  $\hat{V}\hat{C}$ . That is, as described in Section B4 of Chapter VI, a process was carried out whereby an estimate of the number of persons not enumerated because they occupied dwellings classified by the census representative as unoccupied was added to the count of persons actually enumerated to produce the published census counts.

The population undercoverage rate  $\hat{R}_U$  indicating the proportion of persons missed by the 1996 Census as a proportion of the total number of persons who should have been enumerated was calculated as follows:

$$\hat{R}_U = \frac{\hat{M} - \hat{V}\hat{C}}{C + (\hat{M} - \hat{V}\hat{C}) - \hat{O}}$$

The number of persons who should have been enumerated is the total of the number of persons actually enumerated,  $C - \hat{V}\hat{C}$ , plus the number of persons who should have been enumerated but were not,  $\hat{M}$ , less the number of persons enumerated who should not have been enumerated,  $\hat{O}$ .  $\hat{V}\hat{C}$  is subtracted from  $C$  because the published census count includes an estimate of the number of persons who were erroneously excluded because they occupied dwellings misclassified as vacant. Since  $\hat{R}_U$  indicates the extent of undercoverage in published census counts, it is necessary to subtract  $\hat{V}\hat{C}$  as these persons are already included in  $C$  as the RRC estimates  $\hat{M}$ , the total number of persons not enumerated at their usual place of residence.

The population overcoverage rate  $\hat{R}_O$  was calculated as follows:

$$\hat{R}_O = \frac{\hat{O}}{C + (\hat{M} - \hat{V}\hat{C}) - \hat{O}}$$



The population net undercoverage rate  $\hat{R}_N$  was calculated as follows:

$$\hat{R}_N = \hat{R}_U - \hat{R}_O = \frac{(\hat{M} - \hat{V}C) - \hat{O}}{C + (\hat{M} - \hat{V}C) - \hat{O}}$$

Rates of undercoverage, overcoverage, and net undercoverage for households were calculated in a similar fashion. In this case,  $\hat{M}$  was the number of households in which all of the household members were not enumerated at their usual place of residence, as obtained by the 1996 RRC, whereas  $\hat{O}$  referred to households where all of the household members were enumerated more than once or in error.

## B. Results

Tables 10.1, 10.2, and 10.3 give the main results of the coverage studies. Table 10.1 presents the number of persons missed, the undercoverage rate, the number of overcovered persons, the overcoverage rate, the net number of persons missed, and the net undercoverage rate for Canada and for the provinces and territories. Table 10.2 gives the same data by gender and age group. Table 10.3 presents the number of households missed, the undercoverage rate, the number of overcovered households, the overcoverage rate, the net number of households missed, and the net undercoverage rate for Canada and for the provinces and territories.

### 1. Undercoverage

The rate of population undercoverage was highest for the Northwest Territories (5.68%). Provincially, the rate was highest for British Columbia (4.58%). Undercoverage was less than the national rate east of Ontario whereas the rate for Ontario (3.40%) was slightly higher. There was greater variation in undercoverage between the gender and age groups. Undercoverage was generally higher for men than for women with the highest rates for young adults. The rates were strikingly high for those aged 20 – 24, 9.48% for males and 6.45% for females. These higher rates reflected a higher degree of residence mobility for young adults.

Household undercoverage rates were lower than population undercoverage rates. The rate of household undercoverage was highest for British Columbia (3.71%) and the territories. The 1996 Census missed fewer households in the Prairies, Newfoundland and Prince Edward Island. The rates for Quebec (2.30%) and Ontario (2.58%) were close to the national rate (2.49%).

### 2. Overcoverage

Table 10.4 gives the contribution by province of each overcoverage study to the estimate of total population overcoverage. The Automated Match Study measured overcoverage from persons enumerated in two households in the same region (Atlantic, Quebec, Ontario, rest of Canada). The estimate of this type of overcoverage is 93,688 persons. The Collective Dwelling Study measured overcoverage from persons enumerated in a collective dwelling and a private dwelling. The estimate of this type of overcoverage is 8,467 persons. Although the RRC measures overcoverage from all sources by asking Selected Persons for all addresses where they could have been enumerated, only the overcoverage not measured by the AMS and the CDS contributes to the estimate of the total number of overcovered persons. That is, the RRC was used to measure the following types of overcoverage:

- single persons enumerated in different dwellings;
- persons and households enumerated in different dwellings but who reported different characteristics (i.e. sex and date of birth); and
- persons and households enumerated in different regions.

The estimate of this type of overcoverage is 115,893 persons.

The rate of population overcoverage was highest for the Northwest Territories (1.20%). Provincially, overcoverage was higher for Quebec (0.85%), Manitoba (0.88%), and British Columbia (0.89%). Overcoverage was lower for Nova Scotia (0.47%) and Saskatchewan (0.55%). Again, there was more variation between the gender and age groups. As for undercoverage, overcoverage was highest for young adults aged 20 – 24, also reflecting the higher degree of residence mobility. Unlike undercoverage, however, overcoverage was generally higher for females than for males. Apart from those aged 20 – 24, overcoverage was concentrated in children and youths aged 5 – 19 for both sexes. This phenomenon reflected the situation of children and youths with parents who did not reside in the same household as well as those who were enumerated more than once because their families moved around Census Day.

Household overcoverage was rare. Only 0.30% of all households that should have been enumerated were actually enumerated in error. The rate was highest for Manitoba (0.60%) and lowest for Alberta (0.12%).

### 3. Net Undercoverage

The net effect of undercoverage and overcoverage is given by the net undercoverage rates. That is, missed persons are offset by those who were enumerated in error. Provincially, net undercoverage increased from east to west. The rate was highest for British Columbia (3.68%). In Ontario, net undercoverage was slightly higher (2.73%) than the national rate (2.45%), whereas in Quebec, a high overcoverage rate offset a lower undercoverage rate, resulting in a net undercoverage rate (1.61%) that was smaller than the national rate. For the territories, net undercoverage was high for the Northwest Territories – west (5.22%), whereas the rates for Nunavut (3.29%) and the Yukon (3.22%) were close to the British Columbia rate.

Net undercoverage was notably high for young adults aged 20 – 34, and even higher for males in this age group. In the younger group, 20 – 24, a high overcoverage offset a very high undercoverage, whereas among the older group, 25 – 34, an overcoverage close to the national rate only slightly offset a high undercoverage. As for undercoverage, net undercoverage was consistently higher for males.

Since household overcoverage was rare, net household undercoverage parallels household undercoverage. Net undercoverage was higher for British Columbia and the territories with low net undercoverage for the Prairies, Newfoundland, and Prince Edward Island. In Manitoba, the higher overcoverage rate resulted in a net household undercoverage rate of 0.81%.

**Table 10.1 Estimated 1996 Census Population Coverage Error by Province/Territory**

Province/territory	Population undercoverage				Population overcoverage				Population net undercoverage			
	Estimated number	Standard error	Estimated rate (%)	Standard error (%)	Estimated number	Standard error	Estimated rate (%)	Standard error (%)	Estimated number	Standard error	Estimated rate (%)	Standard error (%)
<b>Canada</b>	<b>941,534</b>	<b>27,559</b>	<b>3.18</b>	<b>0.09</b>	<b>218,048</b>	<b>10,604</b>	<b>0.74</b>	<b>0.04</b>	<b>723,486</b>	<b>29,674</b>	<b>2.45</b>	<b>0.10</b>
Newfoundland	13,758	1,666	2.45	0.29	4,334	660	0.77	0.12	9,424	1,759	1.68	0.31
Prince Edward Island	2,389	380	1.76	0.28	1,240	181	0.91	0.14	1,149	437	0.85	0.32
Nova Scotia	25,149	2,558	2.70	0.27	4,328	693	0.47	0.07	20,821	2,580	2.24	0.27
New Brunswick	18,703	2,192	2.49	0.28	4,478	742	0.60	0.10	14,225	2,354	1.89	0.31
Quebec	178,288	13,176	2.46	0.18	61,538	5,969	0.85	0.08	116,750	14,963	1.61	0.20
Ontario	375,964	20,337	3.40	0.18	74,596	7,172	0.67	0.07	301,368	21,265	2.73	0.19
Manitoba	28,900	3,410	2.55	0.29	10,019	1,712	0.88	0.15	18,881	3,875	1.67	0.34
Saskatchewan	33,628	3,323	3.30	0.32	5,577	1,066	0.55	0.11	28,051	3,521	2.75	0.34
Alberta	82,690	6,796	2.99	0.24	16,363	2,861	0.59	0.10	66,327	7,555	2.40	0.27
British Columbia	176,987	9,541	4.58	0.24	34,544	3,408	0.89	0.09	142,443	9,967	3.68	0.25
Yukon	1,245	169	3.92	0.51	223	55	0.70	0.17	1,022	167	3.22	0.51
Northwest Territories	3,833	335	5.68	0.47	809	103	1.20	0.16	3,024	357	4.48	0.51
Nunavut	1,095	178	4.28	0.67	254	56	0.99	0.22	841	180	3.29	0.68
NWT – west	2,738	284	6.54	0.63	554	89	1.32	0.22	2,184	309	5.22	0.70



Table 10.2 Estimated 1996 Census Population Coverage Error by Age Group and Sex

Characteristics	Population undercoverage				Population overcoverage				Population net undercoverage			
	Estimated number	Standard error	Estimated rate (%)	Standard error (%)	Estimated number	Standard error	Estimated rate (%)	Standard error (%)	Estimated number	Standard error	Estimated rate (%)	Standard error (%)
<b>Both Sexes</b>	<b>941,534</b>	<b>27,559</b>	<b>3.18</b>	<b>0.09</b>	<b>218,048</b>	<b>10,604</b>	<b>0.74</b>	<b>0.04</b>	<b>723,486</b>	<b>29,674</b>	<b>2.45</b>	<b>0.10</b>
0-4 years	56,768	7,197	2.89	0.36	11,919	1,914	0.61	0.10	44,849	7,552	2.29	0.38
5-14 years	58,147	5,816	1.45	0.14	38,249	3,764	0.96	0.09	19,898	6,232	0.50	0.15
15-19 years	69,813	8,667	3.48	0.42	24,870	3,003	1.24	0.15	44,943	9,907	2.24	0.48
20-24 years	160,678	7,473	8.00	0.34	49,080	5,562	2.44	0.28	111,598	9,174	5.55	0.43
25-34 years	275,628	14,407	5.81	0.29	31,239	3,609	0.66	0.08	244,389	15,363	5.15	0.31
35-44 years	138,380	12,229	2.78	0.24	18,696	2,956	0.38	0.06	119,684	12,696	2.40	0.25
45-54 years	71,462	7,976	1.90	0.21	18,108	3,958	0.48	0.11	53,354	9,255	1.42	0.24
55-64 years	56,458	8,758	2.23	0.34	13,086	2,837	0.52	0.11	43,372	8,662	1.71	0.34
65 years and over	54,201	9,497	1.52	0.26	12,803	2,374	0.36	0.07	41,398	9,842	1.16	0.27
<b>Males</b>	<b>569,963</b>	<b>20,892</b>	<b>3.89</b>	<b>0.14</b>	<b>102,535</b>	<b>6,488</b>	<b>0.70</b>	<b>0.04</b>	<b>467,428</b>	<b>21,394</b>	<b>3.19</b>	<b>0.14</b>
0-4 years	25,674	4,842	2.56	0.47	5,255	872	0.52	0.09	20,419	4,948	2.04	0.48
5-14 years	29,862	4,963	1.46	0.24	20,276	3,017	0.99	0.15	9,586	6,088	0.47	0.30
15-19 years	37,896	4,539	3.68	0.43	11,578	2,398	1.12	0.24	26,318	4,947	2.56	0.47
20-24 years	97,180	5,693	9.48	0.50	23,946	3,377	2.34	0.34	73,234	6,922	7.14	0.63
25-34 years	185,462	10,756	7.74	0.42	15,675	2,660	0.65	0.11	169,787	10,161	7.08	0.39
35-44 years	98,167	10,063	3.94	0.39	9,550	1,425	0.38	0.06	88,617	10,226	3.56	0.40
45-54 years	39,785	5,164	2.12	0.27	6,646	1,299	0.35	0.07	33,139	5,356	1.76	0.28
55-64 years	31,210	6,933	2.50	0.54	4,633	1,484	0.37	0.12	26,577	7,076	2.12	0.55
65 years and over	24,726	6,967	1.64	0.45	4,974	372	0.33	0.02	19,752	6,977	1.31	0.46
<b>Females</b>	<b>371,572</b>	<b>18,113</b>	<b>2.49</b>	<b>0.12</b>	<b>115,513</b>	<b>8,802</b>	<b>0.77</b>	<b>0.06</b>	<b>256,059</b>	<b>20,954</b>	<b>1.71</b>	<b>0.14</b>
0-4 years	31,095	5,432	3.24	0.55	6,662	1,704	0.69	0.18	24,433	5,774	2.55	0.59
5-14 years	28,284	4,296	1.45	0.22	17,972	2,797	0.92	0.14	10,312	4,807	0.53	0.25
15-19 years	31,918	5,610	3.28	0.55	13,292	2,772	1.36	0.29	18,626	7,108	1.91	0.72
20-24 years	63,499	4,957	6.45	0.48	25,135	4,404	2.55	0.46	38,364	6,072	3.90	0.59
25-34 years	90,165	9,818	3.84	0.40	15,565	2,421	0.66	0.11	74,600	11,332	3.18	0.47
35-44 years	40,212	7,055	1.62	0.28	9,147	2,584	0.37	0.10	31,065	7,621	1.25	0.30
45-54 years	31,677	6,255	1.68	0.33	11,462	3,735	0.61	0.20	20,215	7,689	1.07	0.40
55-64 years	25,248	5,279	1.97	0.40	8,451	2,416	0.66	0.19	16,797	5,011	1.31	0.39
65 years and over	29,474	6,739	1.43	0.32	7,829	2,305	0.38	0.11	21,645	7,195	1.05	0.35

**Table 10.3 Estimated 1996 Census Household Coverage Error**

Province/territory	Household undercoverage				Household overcoverage				Household net undercoverage			
	Estimated number	Standard error	Estimated rate (%)	Standard error (%)	Estimated number	Standard error	Estimated rate (%)	Standard error (%)	Estimated number	Standard error	Estimated rate (%)	Standard error (%)
<b>Canada</b>	<b>275,003</b>	<b>13,978</b>	<b>2.49</b>	<b>0.12</b>	<b>32,356</b>	<b>2,987</b>	<b>0.30</b>	<b>0.03</b>	<b>242,647</b>	<b>14,375</b>	<b>2.19</b>	<b>0.13</b>
Newfoundland	2,655	673	1.41	0.35	445	138	0.24	0.07	2,210	687	1.18	0.36
Prince Edward Island	689	192	1.42	0.39	148	43	0.31	0.09	541	198	1.12	0.40
Nova Scotia	8,865	1,477	2.53	0.41	758	229	0.22	0.07	8,107	1,524	2.31	0.42
New Brunswick	5,668	1,449	2.05	0.51	553	195	0.20	0.07	5,115	1,468	1.85	0.52
Quebec	66,109	5,897	2.30	0.20	9,661	1,948	0.34	0.07	56,448	6,466	1.96	0.22
Ontario	103,614	10,394	2.58	0.25	11,172	1,813	0.28	0.05	92,442	10,438	2.30	0.25
Manitoba	5,960	1,346	1.41	0.31	2,539	1,096	0.60	0.26	3,421	1,739	0.81	0.41
Saskatchewan	6,186	1,355	1.64	0.35	736	296	0.19	0.08	5,450	1,397	1.44	0.36
Alberta	19,234	3,018	1.93	0.30	1,169	40	0.12	0.00	18,065	3,018	1.81	0.30
British Columbia	54,637	5,358	3.71	0.35	5,094	662	0.35	0.05	49,543	5,412	3.36	0.35
Yukon	409	80	3.45	0.65	15	2	0.13	0.01	394	80	3.32	0.65
Northwest Territories	977	139	4.95	0.67	67	18	0.34	0.09	910	139	4.61	0.67
Nunavut	229	69	3.56	1.04	16	2	0.25	0.03	213	68	3.31	1.03
NWT – west	748	119	5.62	0.84	52	18	0.39	0.13	696	120	5.23	0.86

**Table 10.4 Contribution of 1996 Automated Match Study, 1996 Collective Dwelling Study, and 1996 Reverse Record Check to Total Population Overcoverage for Canada, Provinces and Territories**

Province/territory	Number of overcovered persons			Total
	Automated Match Study	Collective Dwelling Study	Reverse Record Check <i>exclusive of other studies</i>	
<b>Canada</b>	<b>93,688</b>	<b>8,467</b>	<b>115,893</b>	<b>218,048</b>
Newfoundland	1,366	114	2,854	4,334
Prince Edward Island	445	31	764	1,240
Nova Scotia	2,098	416	1,814	4,328
New Brunswick	1,609	144	2,725	4,478
Quebec	22,893	1,930	36,715	61,538
Ontario	37,387	3,531	33,678	74,596
Manitoba	3,445	243	6,331	10,019
Saskatchewan	2,034	404	3,139	5,577
Alberta	5,226	878	10,259	16,363
British Columbia	16,697	778	17,069	34,544
Yukon	81	0	142	223
Northwest Territories	407	0	402	809





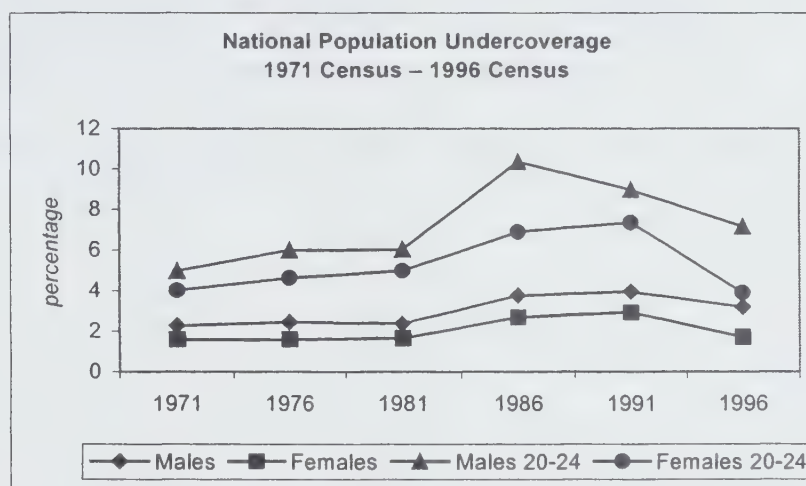
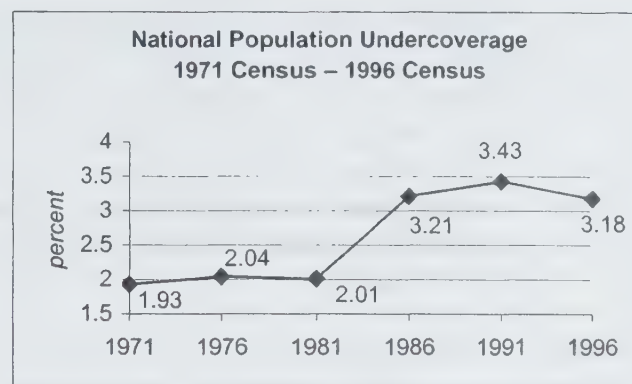
## XI. Historical Comparison

This section compares population undercoverage rates for 1971 to 1996. Estimates of net undercoverage are available only since 1991, because 1991 marked the first production of a comprehensive measure of overcoverage following an experimental study in 1986. Table 11.1 shows undercoverage rates for Canada and the provinces and territories for 1991 and 1996. Table 11.2 presents rates by age groups and sex.

The national undercoverage rate was close to 2% for 1971, 1976, and 1981, but then rose to 3.21% in 1986. The increase is thought to be a reflection of both an increase in the construction of dwellings that are difficult to enumerate such as renovated inner-city homes, and a change in the public mood towards government which reduced participation in the census. As a result of the increase in 1986, coverage improvement initiatives were introduced for the 1991 Census. In particular, the use of the address register to provide a separate list of dwellings which should be enumerated helped to keep coverage error near the 1986 level. For the 1996 Census, the introduction of enumeration by a census representative, rather than self-enumeration, in some enumeration areas in large cities served to control undercoverage. Also, moving Census Day from early June to mid-May helped to control undercoverage, because people were more likely to be at home and less likely to be moving.

Several trends are seen from the data in Tables 11.1 and 11.2:

- Among the provinces, British Columbia had the highest rate of undercoverage in every census from 1971 to 1996, excluding 1991 when Ontario had the highest rate.
- Undercoverage rates for the Atlantic and Prairie provinces tend to be lower than the national rate.
- There are two persistent demographic phenomena. Firstly, the undercoverage rate for males is higher than the rate for females in every census year. Secondly, the highest rates of undercoverage are always for young adults in the 20 – 24 year age group.



Minor differences in the design of the coverage studies over time mean that the rates in Tables 11.1 and 11.2 are not strictly comparable. Readers should note the following:

(a) **1996:**

- i) The 1996 Reverse Record Check did not estimate the persons missed on incompletely enumerated Indian reserves. The continued refusal of some Indian reserves to participate in the census makes it increasingly difficult to select a representative sample. Using a statistical model, it is estimated that about 44,000 persons were missed in the 1996 Census on incompletely enumerated Indian reserves.
- ii) The Temporary Residents Study was cancelled for the 1996 Census because of concerns about the quality of the data, and because it was recognized that the RRC would measure most of this type of undercoverage with sufficient quality.

- (b) **1991<sup>1</sup>:** Non-permanent residents were not included in the target population prior to 1991. This group had a higher-than-average undercoverage rate. Had this group not been included in the 1991 Census, it is estimated that the Canada level rate of undercoverage would have been about 0.3 percentage points less. The undercoverage rates for Ontario, British Columbia and Quebec were particularly affected by the inclusion of non-permanent residents.
- (c) **1986:** The rates shown here for the 1986 Census differ from the results published in the *User's Guide to the Quality of 1986 Census Data: Coverage*. The rates shown in Tables 10.3 and 10.4 include revisions made after the 1986 publication when incompletely enumerated Indian reserves were included as missed. In the original 1986 publication, they were included as "enumerated" since published provincial census counts included an estimate of persons missed on such reserves.
- (d) **1976, 1971:** Census counts for 1971 and 1976 did not include estimates from the Vacancy Check of persons missed in dwellings incorrectly classified as unoccupied. The 1981, 1986, 1991, and 1996 Census counts did include such a component. The 1976 population undercoverage rate would have been 1.78% had it included the results of the 1976 Vacancy Check. There was no Vacancy Check in the 1971 Census.
- (e) **1971:** For 1971, the age groups above age 24 differ from those shown for the other censuses.

---

<sup>1</sup> Revised estimates of the number of persons missed in the 1991 Census have been produced as a result of analyzing the 1996 Census results. Revised estimates reflect the correction of some cases erroneously classified as missed, the removal of the estimate of persons missed in incompletely enumerated Indian reserves, better estimates of the number of non-permanent residents, and a better measure of overcoverage based on the 1996 results. See Tourigny et al. (1998). The numbers given in this section do not reflect these revisions.



**Table 11.1 Reverse Record Check: Estimated Population Undercoverage for Canada and Provinces/Territories, 1971, 1976, 1981, 1986, 1991 and 1996<sup>1</sup>**

Province/territory	1971			1976			1981			1986			1991			1996		
	Estimated rate (%)	Standard error (%)		Estimated rate (%)	Standard error (%)		Estimated rate (%)	Standard error (%)		Estimated rate (%)	Standard error (%)		Estimated rate (%)	Standard error (%)		Estimated rate (%)	Standard error (%)	
<b>Canada</b>	1.93	0.09		2.04	0.10		2.01	0.09		3.21	0.13		3.43	0.12		3.18	0.09	
Newfoundland	2.25	0.72		1.10	0.39		1.74	0.45		1.92	0.33		2.47	0.30		2.45	0.29	
Prince Edward Island	1.23	1.13		0.38	0.25		1.17	0.54		2.14	0.80		1.67	0.23		1.76	0.28	
Nova Scotia	1.33	0.45		0.86	0.34		1.05	0.34		2.15	0.34		2.25	0.36		2.70	0.27	
New Brunswick	1.65	0.56		2.16	-0.37		1.81	0.30		2.71	0.33		3.71	0.42		2.49	0.28	
Quebec	2.10	0.19		2.95	0.25		1.91	0.21		2.91	0.31		3.18	0.20		2.46	0.18	
Ontario	1.68	0.12		1.52	0.17		1.94	0.14		3.43	0.19		4.23	0.28		3.40	0.18	
Manitoba	1.13	0.38		1.07	0.33		0.98	0.35		2.94	0.40		2.31	0.36		2.55	0.29	
Saskatchewan	1.00	0.37		1.33	0.34		0.99	0.37		2.38	0.37		2.15	0.32		3.30	0.32	
Alberta	2.55	0.44		1.49	0.26		2.54	0.36		3.00	0.32		2.51	0.27		2.99	0.24	
British Columbia	2.89	0.39		3.13	0.31		3.16	0.33		4.48	0.36		3.42	0.24		4.58	0.24	
Yukon	..	..		..	..		..	..		..	..		4.12	0.58		3.92	0.51	
Northwest Territories	..	..		..	..		..	..		..	..		5.73	0.57		5.68	0.47	

<sup>1</sup> Excludes incompletely enumerated Indian reserves in 1996. Includes non-permanent residents and territories in 1991 and 1996. Includes revisions to 1986 original publication. Excludes estimates of persons missed in dwellings incorrectly classified as unoccupied in 1971 and 1976.

.. Figures not available.

**Table 11.2 Reverse Record Check: Estimated Population Undercoverage by Age Group and Sex, 1971, 1976, 1981, 1986, 1991 and 1996<sup>1</sup>**

Age Group	1971 <sup>2</sup>			1976			1981			1986			1991			1996		
	Estimated rate (%)	Standard error (%)		Estimated rate (%)	Standard error (%)		Estimated rate (%)	Standard error (%)		Estimated rate (%)	Standard error (%)		Estimated rate (%)	Standard error (%)		Estimated rate (%)	Standard error (%)	
<b>Both sexes, all ages</b>	<b>1.93</b>	<b>0.09</b>		<b>2.04</b>	<b>0.10</b>		<b>2.01</b>	<b>0.09</b>		<b>3.21</b>	<b>0.13</b>		<b>3.43</b>	<b>0.12</b>		<b>3.18</b>	<b>0.09</b>	
0-4 years	1.99	0.27		2.31	0.28		1.21	0.22		2.14	0.49		3.55	0.49		2.89	0.36	
5-14 years	0.90	0.13		1.20	0.16		1.23	0.21		2.08	0.26		2.49	0.27		1.45	0.14	
15-19 years	2.60	0.28		1.99	0.38		2.96	0.52		3.58	0.60		3.75	0.42		3.48	0.42	
20-24 years	4.49	0.28		5.31	0.38		5.51	0.29		8.66	0.46		8.18	0.52		8.00	0.34	
25-34 years	2.50	0.20		2.85	0.28		2.31	0.28		4.51	0.35		5.65	0.35		5.81	0.29	
35-44 years				1.54	0.26		2.20	0.26		2.32	0.31		2.84	0.29		2.78	0.24	
45-54 years	1.40	0.15		1.22	0.33		0.81	0.23		1.58	0.29		1.61	0.27		1.90	0.21	
55-64 years	1.22	0.18		0.92	0.20		0.91	0.29		2.06	0.31		1.69	0.28		2.23	0.34	
65 years and over				1.20	0.25		0.71	0.30		1.76	0.31		1.51	0.28		1.52	0.26	
<b>Males, all ages</b>	<b>2.27</b>	<b>0.12</b>		<b>2.46</b>	<b>0.17</b>		<b>2.37</b>	<b>0.13</b>		<b>3.75</b>	<b>0.16</b>		<b>3.95</b>	<b>0.16</b>		<b>3.89</b>	<b>0.14</b>	
0-4 years	1.73	0.34		2.53	0.46		1.32	0.33		2.22	0.67		2.79	0.58		2.56	0.47	
5-14 years	0.93	0.18		1.14	0.21		1.27	0.29		1.98	0.32		2.32	0.34		1.46	0.24	
15-19 years	2.71	0.39		1.93	0.48		3.12	0.68		4.09	0.74		3.55	0.60		3.68	0.43	
20-24 years	4.97	0.40		5.99	0.52		6.03	0.48		10.36	0.57		8.98	0.81		9.48	0.50	
25-34 years	3.38	0.31		3.64	0.46		2.70	0.44		5.43	0.45		7.28	0.56		7.74	0.42	
35-44 years				2.33	0.48		3.42	0.40		3.29	0.51		3.65	0.41		3.94	0.39	
45-54 years	1.90	0.24		1.63	0.41		1.21	0.38		1.95	0.52		2.05	0.45		2.12	0.27	
55-64 years	1.37	0.28		1.28	0.34		0.91	0.40		1.88	0.47		2.04	0.44		2.50	0.54	
65 years and over				1.90	0.44		0.69	0.47		1.57	0.50		1.41	0.50		1.64	0.45	
<b>Females, all ages</b>	<b>1.59</b>	<b>0.11</b>		<b>1.61</b>	<b>0.10</b>		<b>1.65</b>	<b>0.12</b>		<b>2.68</b>	<b>0.17</b>		<b>2.93</b>	<b>0.17</b>		<b>2.49</b>	<b>0.12</b>	
0-4 years	2.25	0.40		2.07	0.36		1.10	0.33		2.06	0.62		4.35	0.71		3.24	0.55	
5-14 years	0.87	0.17		1.26	0.27		1.19	0.31		2.20	0.33		2.65	0.39		1.45	0.22	
15-19 years	2.49	0.38		2.05	0.51		2.80	0.73		3.05	0.76		3.96	0.54		3.28	0.55	
20-24 years	4.01	0.37		4.62	0.48		4.98	0.43		6.89	0.72		7.36	0.71		6.45	0.48	
25-34 years	1.58	0.22		2.03	0.38		1.92	0.32		3.59	0.45		3.98	0.37		3.84	0.40	
35-44 years				0.72	0.24		0.93	0.31		1.33	0.32		2.01	0.35		1.62	0.28	
45-54 years	0.90	0.17		0.81	0.38		0.41	0.26		1.20	0.35		1.16	0.34		1.68	0.33	
55-64 years	1.10	0.24		0.58	0.25		0.92	0.34		2.23	0.50		1.35	0.33		1.97	0.40	
65 years and over				0.64	0.38		0.71	0.42		1.89	0.44		1.58	0.36		1.43	0.32	

<sup>1</sup> Excludes incompletely enumerated Indian reserves in 1996. Includes non-permanent residents and territories in 1991 and 1996. Includes revisions to 1986 original publication. Excludes estimates of persons missed in dwellings incorrectly classified as unoccupied in 1971 and 1976.

<sup>2</sup> Age group for 24 years and over: 25-39, 40-59, 60 years and over.



## XII. Evaluation of the Reverse Record Check

The results of the largest coverage study, the Reverse Record Check (RRC), can be evaluated by comparing RRC estimates with data on the same characteristic from other sources such as the 1996 Census database. Comparisons with RRC estimates serve to evaluate RRC estimates and to quantify conceptual and measurement differences.

In spite of some conceptual differences between the RRC and the 1996 Census, three comparisons are instructive. Firstly, the RRC estimate of persons enumerated in the 1996 Census can be compared with the count recorded on the 1996 Census database. In order to render the two numbers comparable, reasonable assumptions about the magnitude of the conceptual differences between the two sources can be made. Secondly, the total of immigrants and non-permanent residents enumerated can be compared with the RRC estimate. The two groups are combined since, as a result of respondent error, it is difficult to identify each group separately on the census database. Lastly, census counts of in-, out-, and net interprovincial migrants can be compared with RRC estimates. It is not possible, however, to construct strict comparisons for the last two characteristics since reasonable adjustments for conceptual differences cannot be derived.

Intercensal components of growth estimates from administrative data can be compared with RRC estimates. In particular, the RRC estimate of persons who died between the 1991 Census and the 1996 Census can be compared with the count from vital statistics files.

### A. Comparisons With Published 1996 Census Counts

Since the RRC single stage, stratified design results in unbiased estimators, differences between RRC estimates and estimates from the census are due to sampling error on the part of the RRC estimates, conceptual differences between the two sources, and/or biases in the two sources which result in a systematic underestimation or overestimation.

#### 1. Enumerated

The provincial and national comparisons are given in Table 12.1 along with the standard error of the RRC estimate and the *t*-value for testing the hypothesis that there is no difference between the RRC estimate and the comparable census figure. The following adjustments were made to published census counts to account for conceptual differences between the two sources. Random additions from the Vacancy Check Study were removed since they are included in the Census database but are not part of the RRC estimate of enumerated persons. 1996 Census overcoverage is subtracted as the census database contains overcoverage whereas the RRC estimate is based on the number of persons who are enumerated at least once. The census count of persons living outside Canada five years ago (excluding immigrants and non-permanent residents) is subtracted, as the RRC frame does not include these persons. Lastly, 1991 Census overcoverage is added, as it is contained in the RRC estimate via the initial weights for the 1991 Census frame which were not adjusted for this overcoverage.

Nationally, the RRC estimate of persons enumerated in the 1996 Census falls marginally short, 0.08%, of the comparable 1996 Census figure. This is an improvement over 1991 when the RRC underestimated the comparable census figure by 0.46%. Provincially, none of the differences are statistically significant at the 95% level. The difference is greater than 1½ times the standard error for Quebec, Manitoba, Alberta, and British Columbia. The RRC underestimates the comparable census figure in the western provinces, but it overestimates the Quebec census count of enumerated persons. On a percent difference basis among these four provinces, the largest difference is for Manitoba (-1.64%).

The gaps for Quebec, Manitoba, Alberta, and British Columbia are of some concern since they may indicate a bias in the RRC classification (including, for example, the province of residence on Census Day). However, other factors are important. Apart from sampling errors, biases in the adjustments applied to the published census figure to arrive at a conceptually equivalent figure may explain the gap. It was assumed, for example, that the provincial rates of overcoverage



in 1991 were the same as the rates for the 1996 Census. Also, the RRC non-response bias may be relevant since the adjustment for non-response is chosen to give the best result for estimating missed persons rather than enumerated persons. Lastly, there is some evidence for small RRC overestimation in that it was not possible to identify all persons included in the sample from the Immigrant frame and Non-permanent Resident frame who were non-permanent residents five years ago at the time of the 1991 Census.

## **2. Enumerated Immigrants and Non-permanent Residents**

Table 12.2 compares RRC and census estimates of enumerated persons for the total of immigrants and non-permanent residents (NPRs). These groups are of particular interest since they have considerably higher rates of undercoverage than the general population. Over all frames, the ratio of enumerated to missed persons is 26.66 while it is 8.95 for the Immigrants frame and 2.90 for the NPR frame.

In general, the RRC overestimates the census count. At the national level, the RRC estimate is higher by 0.77%. Among the provinces with the highest concentration of immigrants and non-permanent residents, the RRC underestimates for British Columbia, by 3.68%, and overestimates for both Quebec (5.23%) and Ontario (2.15%). None of the differences are statistically significant at the 95% level. The provincial differences are close to one standard error whereas the national difference is about half the standard error of the RRC estimate.

## **3. Interprovincial Migration**

Table 12.3 compares the RRC estimates of intercensal interprovincial migration with census counts. In general, the RRC overestimates both in-migration and out-migration. The difference is striking for the total number of migrants where the RRC overestimates the census count by almost three times the standard error, a difference that is significant at the 95% level ( $t$ -prob = 0.005). This result likely reflects the weakness of the census recall approach whereas the RRC uses the actual province of residence in 1991 as recorded in the 1991 Census database. Provincially, in-migration is significantly overestimated for Nova Scotia. The difference is larger than one standard error for all provinces except Saskatchewan. There is a slight underestimation for Newfoundland and Prince Edward Island. The results are similar for out-migration. On a net basis, the RRC tends to underestimate net migration. The difference is close to significance only for Nova Scotia ( $t$ -prob = 0.079). There is modest overestimation of net migration for Alberta and Prince Edward Island.

# **B. Comparison With Population Estimates**

## **1. Deceased Persons**

Table 12.4 compares the RRC estimate of persons who died in the intercensal period with counts from Vital Statistics (VS). The RRC estimates are consistently higher than the VS counts. At the national level, the RRC overestimates the VS count by 67,460 (6.7%). Provincially, there are significant differences for Nova Scotia and Manitoba: about twice the standard error of the RRC estimate. The RRC estimates and VS counts are close for Newfoundland, New Brunswick, Saskatchewan, and Alberta where the differences are less than half a standard deviation. The RRC overestimates the VS counts for the remaining provinces.

The RRC overestimation of deaths is of some concern because the VS counts are considered to be extremely accurate. Sampling error, of course, plays a role in explaining the difference, but one would expect both overestimation and underestimation of similar magnitude if sampling error was the main explanatory factor.

Some hypotheses relating to the RRC design were investigated. There is no evidence that the sample is poorly distributed within the elderly stratum in the 1991 Census frame. Further, the weight adjustment for invalid age and/or sex on the sampling frame contributes only marginally to the gap. Minor problems with the 1991 Census database such as over-

representation of elderly persons and the lack of an adjustment for overcoverage explain a notable part of the total gap of 67,460 persons. Another hypothesis for explaining the RRC overestimation is that the VS counts themselves are too low. There is some evidence for this from the RRC where 45 of the deaths detected could not be found on the VS files. It may be that these deaths are on the files but that a link could not be achieved. It is also possible that the deaths are not actually on the VS files. The gap would be reduced by 30,428 if these cases represented a category of deaths not covered by the VS files.

## 2. Components of Population Growth

An extensive comparison of RRC estimates of the intercensal components of population growth and population estimates from administrative data sources was produced by the members of the Demography Division. In addition to establishing detailed frameworks for conceptual comparisons, the study provided a means of identifying the ability of the RRC to provide estimates of population growth components, and served as a tool to evaluate the population estimates themselves (see Kerr and Lachapelle, 1999). One result of this evaluation, for example, is the measurement of international temporary migration where, currently, the assumption is made that departures and arrivals balance out over the intercensal period. According to the RRC, the number of such persons almost doubled from 84,287 in 1991 to 154,852 at the time of the 1996 Census. As a result of the RRC estimates, research is underway to develop a demographic method to measure the flow of international temporary and permanent migrants in order to improve annual population estimates.

**Table 12.1 Comparison of 1996 Reverse Record Check Estimate and 1996 Census Count of Enumerated Persons**

Province/territory	Reverse Record Check		Census	Comparable census figure <sup>1</sup>	Difference	t-value <sup>2</sup>
	Estimated number	Standard error				
<b>Canada</b>	<b>28,611,566</b>	<b>58,647</b>	<b>28,846,761</b>	<b>28,635,289</b>	<b>-23,723</b>	<b>-0.40</b>
Newfoundland	549,916	5,170	551,792	550,814	-898	-0.17
Prince Edward Island	131,592	2,462	134,557	134,249	-2,657	-1.08
Nova Scotia	906,272	9,452	909,282	905,399	873	0.09
New Brunswick	739,792	7,919	738,133	735,293	4,499	0.57
Quebec	7,154,708	29,160	7,138,795	7,103,222	51,486	1.77
Ontario	10,681,673	51,275	10,753,573	10,662,747	18,926	0.37
Manitoba	1,089,786	10,404	1,113,898	1,107,995	-18,209	-1.75
Saskatchewan	982,715	10,194	990,237	986,648	-3,933	-0.39
Alberta	2,641,223	21,613	2,696,826	2,673,975	-32,752	-1.52
British Columbia	3,639,963	22,994	3,724,500	3,680,121	-40,158	-1.75
Yukon	30,359	0	30,766	30,542	-183	-
Northwest Territories	63,566	0	64,402	64,284	-718	-

<sup>1</sup> Comparable Census Figure = Census – Vacancy Check – Overcoverage 1996 – Outside Canada in 1991 + Overcoverage 1991 where the 1996 overcoverage rate is assumed for 1991.

<sup>2</sup> A t-value either greater than 1.96 or less than -1.96 indicates that the difference is significant at the 95% level.

**Table 12.2 Comparison of 1996 Reverse Record Check Estimate and 1996 Census Count of Immigrants Plus Non-permanent Residents**

Province/territory	Reverse Record Check			Census	Difference	t-value <sup>2</sup>
	Sample size	Estimated number	Standard error			
<b>Canada<sup>1</sup></b>	<b>2,771</b>	<b>1,143,626</b>	<b>16,066</b>	<b>1,134,833</b>	<b>8,793</b>	<b>0.55</b>
Newfoundland	40	1,989	387	2,433	-444	-1.15
Prince Edward Island	30	528	79	572	-44	-0.57
Nova Scotia	50	7,273	1,206	7,827	-554	-0.46
New Brunswick	32	2,876	790	3,486	-610	-0.77
Quebec	464	190,074	8,646	180,624	9,450	1.09
Ontario	1,102	611,623	15,068	598,740	12,883	0.85
Manitoba	119	18,519	1,446	21,316	-2,797	-1.93
Saskatchewan	85	10,027	883	9,913	114	0.13
Alberta	236	74,869	4,215	75,429	-560	-0.13
British Columbia	611	225,848	7,399	234,493	-8,645	-1.17

<sup>1</sup> Excludes the territories.

<sup>2</sup> A t-value either greater than 1.96 or less than -1.96 indicates that the difference is significant at the 95% level.



**Table 12.3 Comparison of 1996 Reverse Record Check Estimate and 1996 Census Count of Interprovincial Migrants**

Province/territory	Reverse Record Check			Census	Difference	t-value <sup>2</sup>
	Sample size	Estimated number	Standard error			
In-migration						
Canada <sup>1</sup>	2,086	936,967	27,056	861,690	75,277	2.78
Newfoundland	43	15,248	3,585	15,940	-692	-0.19
Prince Edward Island	25	6,505	2,206	8,880	-2,375	-1.08
Nova Scotia	185	61,431	7,064	47,005	14,426	2.04
New Brunswick	114	44,317	5,740	33,880	10,437	1.82
Quebec	153	82,937	8,651	68,405	14,532	1.68
Ontario	530	211,506	12,546	192,370	19,136	1.53
Manitoba	79	42,701	6,551	42,700	1	0.00
Saskatchewan	88	49,672	6,236	46,650	3,022	0.48
Alberta	416	174,547	10,837	158,370	16,177	1.49
British Columbia	453	248,103	14,141	247,490	613	0.04
Out-migration						
Canada <sup>1</sup>	2,086	936,967	26,349	861,690	75,277	2.86
Newfoundland	264	42,978	2,442	38,340	4,638	1.90
Prince Edward Island	175	7,318	545	7,425	-107	-0.20
Nova Scotia	198	53,721	3,581	53,220	501	0.14
New Brunswick	202	42,914	2,786	35,725	7,189	2.58
Quebec	116	109,548	11,024	105,760	3,788	0.34
Ontario	292	262,195	18,209	238,520	23,675	1.30
Manitoba	177	68,200	4,903	61,660	6,540	1.33
Saskatchewan	226	71,787	5,025	66,235	5,552	1.10
Alberta	254	171,356	9,755	155,015	16,341	1.68
British Columbia	182	106,951	8,358	99,790	7,161	0.86
Net Migration						
Newfoundland	307	-27,730	4,338	-22,400	-5,330	-1.23
Prince Edward Island	200	-813	2,272	1,455	-2,268	-1.00
Nova Scotia	383	7,710	7,919	-6,215	13,925	1.76
New Brunswick	316	1,403	6,380	-1,845	3,248	0.51
Quebec	269	-26,611	14,013	-37,355	10,744	0.77
Ontario	822	-50,689	22,113	-46,150	-4,539	-0.21
Manitoba	256	-25,499	8,182	-18,960	-6,539	-0.80
Saskatchewan	314	-22,114	8,009	-19,585	-2,529	-0.32
Alberta	670	3,191	14,581	3,355	-164	-0.01
British Columbia	635	141,152	16,427	147,700	-6,548	-0.40

<sup>1</sup> Excludes the territories.

<sup>2</sup> A t-value either greater than 1.96 or less than -1.96 indicates that the difference is significant at the 95% level.

**Table 12.4 Comparison of 1996 Reverse Record Check Estimate and Vital Statistics Count of Persons Deceased in the Intercensal Period**

Province/territory	Reverse Record Check			Vital Statistics	Difference	t-value <sup>2</sup>
	Sample size	Estimated number	Standard error			
<b>Canada<sup>1</sup></b>	<b>1,439</b>	<b>1,081,330</b>	<b>35,830</b>	<b>1,013,870</b>	<b>67,460</b>	<b>1.88</b>
Newfoundland	76	18,530	1,766	19,365	-835	-0.47
Prince Edward Island	112	6,913	1,155	5,697	1,216	1.05
Nova Scotia	115	43,820	3,309	37,780	6,040	1.83
New Brunswick	98	29,079	3,779	28,667	412	0.11
Quebec	230	273,617	18,262	253,966	19,651	1.08
Ontario	286	400,047	26,940	378,469	21,578	0.80
Manitoba	119	56,108	4,753	46,024	10,084	2.12
Saskatchewan	100	40,143	3,303	40,543	-400	-0.12
Alberta	94	74,640	8,298	76,125	-1,485	-0.18
British Columbia	209	138,433	9,620	127,234	11,199	1.16

<sup>1</sup> Excludes the territories.

<sup>2</sup> A t-value either greater than 1.96 or less than -1.96 indicates that the difference is significant at the 95% level.

## **Appendices**





## **Appendix A – Products and Services**

Packaging census data so they are meaningful and accessible to clients, whether they are government decision-makers, policy analysts, librarians, marketing specialists, researchers, or students, is the key to ensuring the value of the data is maximized. There are several new product and service features for 1996.

### **1. Increased Accessibility Through Electronic Media**

More clients asked for census materials to be available in electronic formats which can be used with personal computers. While some key printed products have been retained, more census data were produced on CD-ROM and on diskette. These formats contained Windows-based presentation and tabulation software to make the data easy to use. For the first time, clients were able to obtain information free of charge on the Internet through the Statistics Canada's Web site: <http://www.statcan.ca>.

### **2. Small Area Data Available Sooner**

Census data at smaller levels of geography were made available much sooner than in previous years. On each release day, profile data were available for areas at the community levels (census subdivisions and census divisions) and, one month after their release, data for areas as small as census tracts, enumeration areas and forward sortation areas.

### **3. Census Tabulations Available by Postal Code**

As part of the standard product line, basic summary tabulations and area profiles were available for forward sortation areas, which represent the first three characters of the postal code. Data for the full postal code can be obtained as a custom service, subject to confidentiality restrictions.

### **4. New Information Collected in 1996**

For the first time, data will be published for unpaid household activities, place of work for all levels of geography, mode of transportation to work, and population groups.

### **5. Improvement of Geography Products**

Not only has the quality of many of the maps used for the release of census data been improved, but a map series on federal electoral districts has also been reintroduced. GeoSuite (formerly GeoRef), the Windows-based electronic tool which allows clients to explore the links between different levels of geography, has also been improved with the addition of enumeration area reference lists.





## Bibliography

Lachapelle, R. and D. Kerr (1999). *Census Coverage Studies: A Demographic Evaluation*. Statistics Canada, Demography Division, Ottawa.

Statistics Canada. Coverage. 1991 Census Technical Reports; Reference Products Series. Ottawa: Minister of Industry, Science and Technology, 1994. Catalogue number 92-341E.

Tourigny, J., C. Clark and M. Provost (1998). *Evaluation of the March 1998 Preliminary Results of the 1996 Census Coverage Studies*. Statistics Canada, Social Survey Methods Division, Ottawa.

Tourigny, J., M. Bureau and C. Clark (1998). *Revised Direct Estimates of the 1991 Census Coverage Error*. September 24, 1998, Statistics Canada, Social Survey Methods Division, Ottawa.

Hamel, D. (1997). *Estimating the Population Count and the Number of Occupied Private Dwellings on Indian Reserves Partially Enumerated in the 1996 Census*. Statistics Canada, Social Survey Methods Division, Ottawa.



## Regional Reference Centres

Statistics Canada regional reference centres are located across the country. Each centre has a complete collection of current publications and reference documents which can be consulted or purchased, along with microcomputer diskettes, CD-ROMs, maps and other products and services, including CANSIM.

Each Reference Centre provides a wide range of additional services. On the one hand, the Dissemination Services: a free telephone enquiries line for the most recent basic data. On the other hand, Advisory Services: identification of your needs, establishing sources or availability of data, consolidation and integration of data coming from different sources and development of profiles, analysis of highlights or tendencies and, finally, training on products, services, Statistics Canada concepts and the use of statistical data.

**For more information about the services provided by regional reference centres, you can call or visit the closest centre. The locations are listed below. If you are outside the local calling area, please dial the toll-free number.**

---

National toll-free **enquiries** line (Canada and United States): 1 800 263-1136

Telecommunications device for the **hearing-impaired**: 1 800 363-7629

Toll-free **order only** line (Canada and United States): 1 800 267-6677

National toll-free **fax order** line (Canada and United States): 1 800 287-4369

---

### List of Statistics Canada Regional Reference Centres

#### Atlantic Region

*Serving the provinces of Newfoundland and Labrador, Nova Scotia, Prince Edward Island and*

*New Brunswick*

Statistics Canada

Advisory Services

1741 Brunswick Street

2nd floor, Box 11

Halifax, Nova Scotia B3J 3X8

Toll-free number: 1 800 263-1136

Local calls: (902) 426-5331

Fax number: (902) 426-9538

E-mail: [atlantic.info@statcan.ca](mailto:atlantic.info@statcan.ca)

#### Quebec Region

*Serving the province of Quebec and the territory of Nunavut, except the National Capital Region*

Statistics Canada

Advisory Services

200 René Lévesque Blvd West

Guy Favreau Complex

4th floor, East Tower

Montréal, Quebec H2Z 1X4

Toll-free number: 1 800 263-1136

Local calls: (514) 283-5725

Fax number: (514) 283-9350

E-mail: [louise.bournot@statcan.ca](mailto:louise.bournot@statcan.ca)



### **National Capital Region**

*Serving the National Capital Region*

Statistics Canada

Statistical Reference Centre

R.H. Coats Building Lobby

Holland Avenue

Ottawa, Ontario K1A 0T6

Toll-free number: 1 800 263-1136

Local calls: (613) 951-8116

Fax number: (613) 951-0581

E-mail: [infostats@statcan.ca](mailto:infostats@statcan.ca)

*If you live outside the local calling area, please dial the toll-free number for your region.*

### **Ontario Region**

*Serving the province of Ontario, except the National Capital Region*

Statistics Canada

Advisory Services

Arthur Meighen Building

10th floor

25 St. Clair Avenue East

Toronto, Ontario M4T 1M4

Toll-free number: 1 800 263-1136

Local calls: (416) 973-6586

Fax number: (416) 973-7475

### **Prairie Region**

*Serving the provinces of Manitoba, Saskatchewan, Alberta and the Northwest Territories*

*Serving the province of Manitoba:*

Statistics Canada

Advisory Services

Via Rail Building, Suite 200

123 Main Street

Winnipeg, Manitoba R3C 4V9

Toll-free number: 1 800 263-1136

Local calls: (204) 983-4020

Fax number: (204) 983-7543

E-mail: [statswpg@solutions.net](mailto:statswpg@solutions.net)

*Serving the province of Saskatchewan:*

Statistics Canada

Advisory Services

Park Plaza, Suite 440

2365 Albert Street

Regina, Saskatchewan S4P 4K1

Toll-free number: 1 800 263-1136

Local calls: (306) 780-5405

Fax number: (306) 780-5403

E-mail: [statcan@sk.sympatico.ca](mailto:statcan@sk.sympatico.ca)

*Serving Northern Alberta and the Northwest Territories:*

Statistics Canada  
Advisory Services  
Park Square, 15th floor  
10001 Bellamy Hill  
Edmonton, Alberta T5J 3B6  
Toll-free number: 1 800 263-1136  
Local calls: (780) 495-3027  
Fax number: (780) 495-5318  
E-mail: [ewieall@statcan.ca](mailto:ewieall@statcan.ca)

*Serving Southern Alberta:*

Statistics Canada  
Advisory Services  
Discovery Place, Room 201  
3553-31 Street NW  
Calgary, Alberta T2L 2K7  
Toll-free number: 1 800 263-1136  
Local calls: (403) 292-6717  
Fax number: (403) 292-4958  
E-mail: [degagnej@cadvision.com](mailto:degagnej@cadvision.com)

**Pacific Region**

*Serving the province of British Columbia and the Yukon Territory*

Statistics Canada  
Advisory Services  
Library Square Office Tower  
600-300 West Georgia Street  
Vancouver, British Columbia V6B 6C7  
Toll-free number: 1 800 263-1136  
Local calls: (604) 666-3691  
Fax number: (604) 666-4863  
E-mail: [stevan@statcan.ca](mailto:stevan@statcan.ca)







*Pour le nord de l'Alberta et les Territoires du Nord-Ouest :*

Statistique Canada  
Services-conseils  
Park Square, 15<sup>e</sup> étage  
10001, Bellamy Hill  
Edmonton (Alberta) T5J 3B6  
Appels sans frais : 1 800 263-1136  
Appels locaux : (780) 495-3027  
Télécopieur : (780) 495-5318  
Courrier électronique : [ewicall@statcan.ca](mailto:ewicall@statcan.ca)

*Pour le sud de l'Alberta :*

Statistique Canada  
Services-conseils  
Discovery Place, pièce 201  
3553, 31<sup>e</sup> rue N.-O.  
Calgary (Alberta) T2L 2K7  
Appels sans frais : 1 800 263-1136  
Appels locaux : (403) 292-6717  
Télécopieur : (403) 292-4958  
Courrier électronique : [degagnej@cadvision.com](mailto:degagnej@cadvision.com)

**Région du Pacifique**

*Dessert la Colombie-Britannique et le Territoire du Yukon*  
Statistique Canada  
Services-conseils  
Library Square Office Tower  
600-300, rue Georgia Ouest  
Vancouver (Colombie-Britannique) V6B 6C7  
Appels sans frais : 1 800 263-1136  
Appels locaux : (604) 666-3691  
Télécopieur : (604) 666-4863  
Courrier électronique : [stevan@statcan.ca](mailto:stevan@statcan.ca)

## Région de la Capitale nationale

*Dessert la région de la Capitale nationale*

Statistique Canada

Centre de consultation statistique

Immeuble R.-H.-Coats, Rez-de-chaussée

Avenue Holland

Ottawa (Ontario) K1A 0T6

Appels sans frais : 1 800 263-1136

Appels locaux : (613) 951-8116

Télécopieur : (613) 951-0581

Courrier électronique : [infostats@statcan.ca](mailto:infostats@statcan.ca)

*Si vous demeurez à l'extérieur de la zone de communication locale, composez le numéro sans frais de votre région.*

## Région de l'Ontario

*Dessert tout l'Ontario, sauf la région de la Capitale nationale*

Statistique Canada

Services-conseils

Immeuble Arthur-Meighen, 10<sup>e</sup> étage

25, avenue St. Clair Est

Toronto (Ontario) M4T 1M4

Appels sans frais : 1 800 263-1136

Appels locaux : (416) 973-6586

Télécopieur : (416) 973-7475

## Région des Prairies

*Dessert le Manitoba, la Saskatchewan, l'Alberta et les Territoires du Nord-Ouest*

*Pour le Manitoba :*

Statistique Canada

Services-conseils

Immeuble Via Rail, pièce 200

123, rue Main

Winnipeg (Manitoba) R3C 4V9

Appels sans frais : 1 800 263-1136

Appels locaux : (204) 983-4020

Télécopieur : (204) 983-7543

Courrier électronique : [statswpg@solutions.net](mailto:statswpg@solutions.net)

*Pour la Saskatchewan :*

Statistique Canada

Services-conseils

Park Plaza, suite 440

2365, rue Albert

Regina (Saskatchewan) S4P 4K1

Appels sans frais : 1 800 263-1136

Appels locaux : (306) 780-5405

Télécopieur : (306) 780-5403

Courrier électronique : [statcan@sk.sympatico.ca](mailto:statcan@sk.sympatico.ca)



## Centres régionaux de consultation

Les centres régionaux de consultation de Statistique Canada sont situés un peu partout au pays et chacun possède une série complète des publications courantes et des documents de référence que les clients peuvent consulter sans frais ou acheter. On y trouve aussi des disquettes pour micro-ordinateurs, des CD-ROM, des cartes et d'autres produits et services, dont CANSIM.

Chaque centre de consultation vous offre une gamme de produits et services additionnels. D'une part, les Services de diffusion : service téléphonique gratuit de renseignements pour les données de base les plus récentes. D'autre part, les conseils : identification de vos besoins, détermination des sources ou de la disponibilité des données, consolidation et intégration de données provenant de diverses sources et élaboration de profils, analyse de faits saillants ou de tendances et, pour terminer, formation sur les produits, services et concepts de Statistique Canada ainsi que l'utilisation de données statistiques.

Pour en savoir davantage sur les services offerts dans les centres régionaux de consultation, il suffit de communiquer avec le centre de sa région, dont la liste se trouve ci-dessous. Les personnes qui habitent à l'extérieur de la zone de communication locale disposent d'un numéro sans frais.

Numéro sans frais pour les **demandes de renseignements** (Canada et États-Unis) : 1 800 263-1136  
Appareils de télécommunications pour les **malentendants** : 1 800 363-7629  
Numéro sans frais pour **commander seulement** (Canada et États-Unis) : 1 800 267-6677  
Numéro sans frais de commande par **télécopieur** (Canada et États-Unis) : 1 800 287-4369

### Liste des centres régionaux de consultation de Statistique Canada

#### Région de l'Atlantique

*Dessert Terre-Neuve et le Labrador, la Nouvelle-Écosse, l'Île-du-Prince-Édouard et le Nouveau-Brunswick*  
Statistique Canada  
Services-conseils  
1741, rue Brunswick  
2<sup>e</sup> étage, boîte 11  
Halifax (Nouvelle-Écosse) B3J 3X8  
Appels sans frais : 1 800 263-1136  
Appels locaux : (902) 426-5331  
Télécopieur : (902) 426-9538  
Courrier électronique : [atlantic.info@statcan.ca](mailto:atlantic.info@statcan.ca)

#### Région du Québec

*Dessert tout le Québec, sauf la région de la Capitale nationale, et le territoire du Nunavut*  
Statistique Canada  
Services-conseils  
200, boul. René-Lévesque Ouest  
Complexe Guy-Favreau  
4<sup>e</sup> étage, Tour Est  
Montréal (Québec) H2Z 1X4  
Appels sans frais : 1 800 263-1136  
Appels locaux : (514) 283-5725  
Télécopieur : (514) 283-9350  
Courrier électronique : [louise.bournoit@statcan.ca](mailto:louise.bournoit@statcan.ca)



## Bibliographie

- Lachapelle, R. et D. Kerr (1999). *Évaluation démographique des études de couverture du recensement*. Statistique Canada, Division de la démographie, Ottawa.
- Statistique Canada. Couverture. Rapports techniques du recensement de 1991; Série des produits de référence. Ottawa : Ministre de l'Industrie, des Sciences et de la Technologie, 1994. Numéro 92-341F au catalogue.
- Tourigny, J., C. Clark et M. Provost (1998). *Évaluation des résultats préliminaires de mars 1998 des études de couverture du Recensement de 1996*. Statistique Canada, Division des méthodes d'enquêtes sociales, Ottawa.
- Tourigny, J., M. Bureau et C. Clark (1998). *Estimation directe de la sous-couverture nette de 1991*. 24 septembre 1998, Statistique Canada, Division des méthodes d'enquêtes sociales, Ottawa.
- Hamel, D. (1997). *Rapport des méthodes d'estimation de la population et du nombre de logements privés occupés dans les réserves indiennes partiellement dénombrées au recensement de 1996*. Statistique Canada, Division des méthodes d'enquêtes sociales, Ottawa.





## Annexe A – Produits et services

Pour mettre en valeur les données du recensement, on doit les présenter de façon qu'elles soient pertinentes et accessibles pour les clients, qu'ils soient décideurs, analystes de politiques, bibliothécaires, spécialistes en commercialisation, chercheurs, ou étudiants. Plusieurs nouveaux produits et services sont offerts à l'occasion du recensement de 1996.

### 1. Accessibilité accrue sur support électronique

Un nombre accru de clients ont demandé que les produits du recensement soient offerts sur support électronique utilisable sur des ordinateurs personnels. Bien qu'on ait conservé certains produits clés sur support imprimé, un plus grand nombre de données du recensement sont offertes sur CD-ROM et sur disquettes. Ces supports contiennent des logiciels de présentation et de totalisation pour environnement Windows, qui rendent les données faciles à utiliser. Pour la première fois, les clients ont pu obtenir des données gratuitement dans Internet, au site Web de Statistique Canada : <http://www.statcan.ca>.

### 2. Données régionales diffusées plus tôt

Les données du recensement à l'échelon des régions géographiques plus petites ont été diffusées beaucoup plus tôt que dans les années antérieures. Le jour même de chaque diffusion, les données des profils étaient accessibles à l'échelon des collectivités (subdivisions et divisions de recensement) et, un mois plus tard, les données pour des régions aussi petites que les secteurs de recensement, les secteurs de dénombrement et les régions de tri d'acheminement étaient diffusées.

### 3. Totalisations du recensement accessibles selon le code postal

Comme partie intégrante des produits normalisés, les tableaux sommaires de base et les profils de secteurs ont été diffusés pour les régions de tri d'acheminement, qui correspondent aux trois premiers caractères du code postal. Les données selon le code postal complet peuvent être obtenues par l'intermédiaire d'une demande de produit personnelle, sous réserve des restrictions en matière de confidentialité.

### 4. Nouvelles données recueillies en 1996

Pour la première fois, des données sont diffusées sur les activités à la maison non rémunérées, le lieu de travail pour tous les échelons géographiques, le mode de transport utilisé pour se rendre au travail et les groupes de population.

### 5. Produits géographiques améliorés

On a non seulement amélioré la qualité de nombreuses cartes servant à la diffusion des données du recensement, mais aussi repris la production d'une série de cartes des circonscriptions électorales fédérales. Le produit GéoSuite (auparavant GeoRef), un outil électronique pour environnement Windows qui permet aux utilisateurs d'explorer les liens entre différents échelons géographiques, a également été amélioré par l'ajout de listes de référence des secteurs de dénombrement.





## Annexes

**Tableau 12.4 Comparaison entre le nombre estimé de personnes décédées pendant la période intercensitaire selon la CVD et le chiffre correspondant des statistiques de l'état civil**

Province/territoire	Contre-vérification des dossiers			Statistiques de l'état civil			Ecart	Valeur $t^2$	Prob $t$
	Taille de l'échantillon	Nombre estimé	Erreur type	Statistiques	Ecart	Valeur $t^2$			
Canada <sup>1</sup>	1 439	1 081 330	35 830	1 013 870	67 460	1,88	0,060		
Terre-Neuve	76	18530	1766	19365	-835	-0,47	0,638		
Ile-du-Prince-Édouard	112	6913	1 155	5 697	1 216	1,05	0,295		
Nouvelle-Écosse	115	43 820	3 309	37 780	6 040	1,83	0,071		
Nouveau-Brunswick	98	29 079	3 779	28 667	412	0,11	0,913		
Québec	230	273 617	18 262	253966	19 651	1,08	0,283		
Ontario	286	400 047	26 940	378 469	21 578	0,80	0,424		
Manitoba	119	56 108	4 753	46 024	10 084	2,12	0,036		
Saskatchewan	100	40 143	3 303	40 543	-400	-0,12	0,904		
Alberta	94	74 640	8 298	76 125	-1 485	-0,18	0,858		
Colombie-Britannique	209	138 433	9 620	127 234	11 199	1,16	0,246		

<sup>1</sup> À l'exclusion du territoire du Yukon et des Territoires du Nord-Ouest.  
<sup>2</sup> Une valeur  $t$  supérieure à 1,96 ou inférieure à -1,96 signifie que l'écart est significatif au seuil de 95 %.

Tableau 12.3 Comparaison entre le nombre estimé de migrants interprovinciaux selon la CVD et le chiffre correspondant du recensement

Province/territoire	Taille de l'échantillon	Nombre estimé	Erreur type	Contre-vérification des dossiers		
				Chiffre du recensement	Écart	Valeur $t^2$

**Immigration interne**

Canada <sup>1</sup>	2 086	936 967	27 056	861 690	75 277	2,78
Terre-Neuve	43	15 248	3 585	15 940	-692	-0,19
Ile-du-Prince-Édouard	25	6 505	2 206	8 880	-2 375	-1,08
Nouvelle-Écosse	185	61 431	7 064	47 005	14 426	2,04
Nouveau-Brunswick	114	44 317	5 740	33 880	10 437	1,82
Québec	153	82 937	8 651	68 405	14 532	1,68
Ontario	530	211 506	12 546	192 370	19 136	1,53
Manitoba	79	42 701	6 551	42 700	1	0,00
Saskatchewan	88	49 672	6 236	46 650	3 022	0,48
Alberta	416	174 547	10 837	158 370	16 177	1,49
Colombie-Britannique	453	248 103	14 141	247 490	613	0,04

**Émigration interne**

Canada <sup>1</sup>	2 086	936 967	26 349	861 690	75 277	2,86
Terre-Neuve	264	42 978	2 442	38 340	4 638	1,90
Ile-du-Prince-Édouard	175	7 318	545	7 425	-107	-0,20
Nouvelle-Écosse	198	53 721	3 581	53 220	501	0,14
Nouveau-Brunswick	202	42 914	2 786	35 725	7 189	2,58
Québec	116	109 548	11 024	105 760	3 788	0,34
Ontario	292	262 195	18 209	238 520	23 675	1,30
Manitoba	177	68 200	4 903	61 660	6 540	1,33
Saskatchewan	226	71 787	5 025	66 235	5 552	1,10
Alberta	254	171 356	9 755	155 015	16 341	1,68
Colombie-Britannique	182	106 951	8 358	99 790	7 161	0,86

**Solde migratoire**

Terre-Neuve	307	-27 730	4 338	-22 400	-5 330	-1,23
Ile-du-Prince-Édouard	200	-813	2 272	1 455	-2 268	-1,00
Nouvelle-Écosse	383	7 710	7 919	-6 215	13 925	1,76
Nouveau-Brunswick	316	1 403	6 380	-1 845	3 248	0,51
Québec	269	-26 611	14 013	-37 355	10 744	0,77
Ontario	822	-50 689	22 113	-46 150	-4 539	-0,21
Manitoba	256	-25 499	8 182	-18 960	-6 539	-0,80
Saskatchewan	314	-22 114	8 009	-19 585	-2 529	-0,32
Alberta	670	3 191	14 581	3 355	-164	-0,01
Colombie-Britannique	635	141 152	16 427	147 700	-6 548	-0,40

<sup>1</sup> À l'exclusion du Yukon et des Territoires du Nord-Ouest.  
<sup>2</sup> Une valeur  $t$  supérieure à 1,96 ou inférieure à -1,96 signifie que l'écart est significatif au seuil de 95 %.



**Tableau 12.1 Comparaison entre le nombre estimé de personnes dénombrées selon la CVD et le chiffre correspondant du recensement**

Province/territoire	Contre-vérification des dossiers		Chiffre du recensement publié	Chiffre du recensement comparable <sup>1</sup>	Écart	Valeur t <sup>2</sup>
	Nombre estimé	Erreur type				
Canada	28 611 566	58 647	28 846 761	28 635 289	-23 723	-0,40
Terre-Neuve	549 916	5 170	551 792	550 814	-898	-0,17
Île-du-Prince-Édouard	131 592	2 462	134 557	134 249	-2 657	-1,08
Nouvelle-Écosse	906 272	9 452	909 282	905 399	873	0,09
Nouveau-Brunswick	739 792	7 919	738 133	735 293	4 499	0,57
Québec	7 154 708	29 160	7 138 795	7 103 222	51 486	1,77
Ontario	10 681 673	51 275	10 753 573	10 662 747	18 926	0,37
Manitoba	1 089 786	10 404	1 113 898	1 107 995	-18 209	-1,75
Saskatchewan	982 715	10 194	990 237	986 648	-3 933	-0,39
Alberta	2 641 223	21 613	2 696 826	2 673 975	-32 752	-1,52
Colombie-Britannique	3 639 963	22 994	3 724 500	3 680 121	-40 158	-1,75
Territoire du Yukon	30 359	0	30 766	30 542	-183	-
Territoires du Nord-Ouest	63 566	0	64 402	64 284	-718	-

<sup>1</sup> Chiffre du recensement publié – vérification des logements inoccupés – surdénombrement de 1996 – à l'extérieur du Canada en 1991 + surdénombrement de 1991. On suppose que le taux de surdénombrement de 1996 est identique à celui de 1991.  
<sup>2</sup> Une valeur t supérieure à 1,96 ou inférieure à -1,96 signifie que l'écart est significatif au seuil de 95 %.

**Tableau 12.2 Comparaison entre le nombre estimé d'immigrants et de résidents non permanents selon la CVD et le chiffre correspondant du recensement**

Province/territoire	Contre-vérification des dossiers		Chiffre du recensement publié	Chiffre du recensement comparable <sup>1</sup>	Écart	Valeur t <sup>2</sup>
	Nombre estimé	Erreur type				
Canada <sup>1</sup>	2771	1 143 626	16 066	1 134 833	8 793	0,55
Terre-Neuve	40	1 989	387	2 433	-444	-1,15
Île-du-Prince-Édouard	30	528	79	572	-44	-0,57
Nouvelle-Écosse	50	7 273	1 206	7 827	-554	-0,46
Nouveau-Brunswick	32	2 876	790	3 486	-610	-0,77
Québec	464	190 074	8 646	180 624	9 450	1,09
Ontario	1102	611 623	15 068	598 740	12 883	0,85
Manitoba	119	18 519	1 446	21 316	-2 797	-1,93
Saskatchewan	85	10 027	883	9 913	114	0,13
Alberta	236	74 869	4215	75 429	-560	-0,13
Colombie-Britannique	611	225 848	7 399	234 493	-8 645	-1,17

<sup>1</sup> À l'exclusion du Yukon et des Territoires du Nord-Ouest.  
<sup>2</sup> Une valeur t supérieure à 1,96 ou inférieure à -1,96 signifie que l'écart est significatif au seuil de 95 %.

## B. Comparaison avec les estimations de la population

### 1. Personnes décédées

Le tableau 12.4 permet de comparer l'estimation du nombre de personnes décédées pendant la période intercensitaire selon la CVD avec les chiffres tirés des statistiques de l'état civil (SEC). Les estimations selon la CVD sont invariablement plus élevées que les chiffres tirés des SEC. À l'échelle nationale, la CVD surestime le chiffre des SEC de 67 460 (6,7 %). En ce qui touche les provinces, on observe des écarts importants pour la Nouvelle-Écosse et le Manitoba, se chiffrant à environ deux erreurs types de l'estimation selon la CVD. Les chiffres de la CVD et des SEC se rapprochent davantage pour Terre-Neuve, le Nouveau-Brunswick, la Saskatchewan et l'Alberta, l'écart étant inférieur à la moitié d'un écart-type. La CVD surestime les chiffres des SEC pour les autres provinces.

Le fait que la CVD surestime le nombre de personnes décédées est plutôt préoccupant, car les chiffres des SEC sont considérés comme étant extrêmement justes. Bien entendu, l'erreur d'échantillonnage explique en partie cet écart, mais si celle-ci était le principal facteur explicatif, on s'attendrait à ce que la surestimation et la sous-estimation soient de même ampleur.

Des hypothèses se rapportant au plan d'échantillonnage de la CVD ont été examinées. Rien ne semble indiquer que l'échantillon soit mal distribué à l'intérieur de la strate des personnes âgées dans la base du recensement de 1991. En outre, le rajustement des coefficients de pondération attribués aux enrégistrement où l'âge et/ou le sexe sont non valides dans la base ne contribue que faiblement à cet écart. Des problèmes mineurs touchant la base de données du recensement de 1991, comme la sureprésentation des personnes âgées et l'absence d'ajustement en fonction du surdénombrement, expliquent une part importante de l'écart total de 67 460 personnes. Une autre hypothèse susceptible d'expliquer la surestimation selon la CVD est que les chiffres de la SEC sont eux-mêmes trop faibles; la CVD a en effet relevé 45 décès qui n'ont pu être trouvés dans les dossiers des SEC. Il se peut que ces décès figurent dans les dossiers, mais qu'aucun lien n'a pu être établi. Il est également possible que ces décès ne soient pas inclus dans les dossiers des SEC. L'écart serait réduit de 30 428 si ces cas représentaient une catégorie de décès non inclus dans les dossiers des SEC.

### 2. Composantes de la croissance démographique

Une comparaison approfondie entre les estimations des composantes de la croissance démographique intercensitaire, selon la CVD, et les estimations de la population, établies à partir de sources de données administratives, a été effectuée par les membres de la Division de la démographie. L'étude a non seulement permis d'établir des cadres détaillés pour effectuer des comparaisons conceptuelles, mais aussi de déterminer que la CVD pouvait fournir des estimations des composantes de la croissance démographique et d'évaluer les estimations de la population en tant que telles (voir Kerr et Lachapelle, 1999). Grâce à cette étude, on a pu en outre mesurer la migration temporaire internationale : à l'heure actuelle, on présume qu'il y a autant de départs que d'arrivées durant la période intercensitaire. Selon la CVD, le nombre de migrants a pratiquement doublé; il est passé de 84 287 en 1991 à 154 852 en 1996. Compte tenu des estimations de la CVD, une recherche a été entreprise afin d'élaborer une méthode démographique visant à mesurer le flux des migrants temporaires et permanents entre le Canada et les autres pays en vue d'améliorer les estimations de la population annuelles.



Pour l'ensemble du pays, l'estimation des personnes dénombrées au recensement de 1996 selon la CVD est légèrement inférieure (0,08 %) au chiffre comparable du recensement de 1996. Il s'agit d'une amélioration en regard de 1991, alors que la CVD sous-estimait de 0,46 % le chiffre du recensement. Pour ce qui est des provinces, aucun des écarts n'est statistiquement significatif au seuil de 95 %. On observe que l'écart est supérieur à 1,5 écart-type pour le Québec, la Manitoba, l'Alberta et la Colombie-Britannique. La CVD sous-estime le chiffre du recensement dans les provinces de l'Ouest, alors qu'elle surestime le chiffre des personnes dénombrées au Québec selon le recensement. Si l'on considère les écarts en pourcentage, parmi ces quatre provinces, c'est le Manitoba qui affiche l'écart le plus important (-1,64 %).

Les écarts observés pour le Québec, la Manitoba, l'Alberta et la Colombie-Britannique sont plutôt préoccupants, car ils peuvent découler d'un biais dans la classification de la CVD (y compris, par exemple, la province de résidence le jour du recensement). Cependant, d'autres facteurs jouent un rôle important. Outre l'erreur d'échantillonnage, des biais dans les ajustements apportés au chiffre du recensement publié afin d'obtenir un chiffre équivalent du point de vue conceptuel peuvent expliquer l'écart observé. Par exemple, on a supposé que les taux provinciaux de surdénombrement de 1991 étaient identiques aux taux du recensement de 1996. De plus, le biais de non-réponse de la CVD peut influencer car l'ajustement en fonction de la non-réponse est choisi afin d'obtenir le meilleur résultat possible pour estimer les personnes omises et non les personnes dénombrées. Enfin, il semble y avoir une petite surestimation selon la CVD, car il a été impossible de repérer, dans la base des immigrants et dans celle des RNP, toutes les personnes échantillonnées qui étaient des RNP il y a cinq ans au moment du recensement de 1991.

## 2. Immigrants et résidents non permanents dénombrés

Le tableau 12.2 permet de comparer les estimations du nombre total d'immigrants et de résidents non permanents (RNP) dénombrés, selon la CVD, avec les estimations correspondantes du recensement. Ces groupes présentent un intérêt particulier, car leur taux de sous-dénombrement est beaucoup plus élevé que celui de l'ensemble de la population. Pour toutes les bases, le rapport entre le nombre de personnes dénombrées et de personnes omises se chiffre à 26,66, alors qu'il est de 8,95 dans la base des immigrants et de 2,90 dans celle des RNP.

En général, la CVD surestime le chiffre du recensement. Pour l'ensemble du pays, l'estimation selon la CVD est plus élevée de 0,77 %. Dans le cas des provinces ayant la plus forte concentration d'immigrants et de résidents non permanents, la CVD sous-estime le chiffre du recensement de 3,68 % pour la Colombie-Britannique, alors qu'elle le surestime pour le Québec (5,23 %) et l'Ontario (2,15 %). Aucun de ces écarts n'est statistiquement significatif au seuil de 95 %. Dans les provinces, les écarts sont d'environ une erreur type, alors que pour l'ensemble du pays l'écart se chiffre à environ la moitié d'une erreur type de l'estimation selon la CVD.

## 3. Migration interprovinciale

Le tableau 12.3 sert à comparer les estimations de la migration interprovinciale intercenstaire selon la CVD avec les chiffres du recensement. En général, la CVD surestime tant l'immigration interne que l'émigration interne. L'écart est considérable en ce qui touche le nombre total de migrants : la CVD surestime le chiffre du recensement par près de trois erreurs types, ce qui constitue un écart significatif au seuil de 95 % (prob  $t = 0,005$ ). Ce résultat est probablement révélateur de la faiblesse de la méthode utilisée au recensement, qui consistait à faire appel aux souvenirs des répondants, alors que pour la CVD, l'information sur la province de résidence en 1991 est tirée directement de la base de données du recensement de 1991. En ce qui touche les provinces, l'immigration interne est considérablement surestimée pour la Nouvelle-Écosse. L'écart est de plus d'une erreur type pour toutes les provinces, à l'exception de la Saskatchewan. On observe une faible sous-estimation pour Terre-Neuve et l'Île-du-Prince-Édouard. Les résultats sont similaires dans le cas de l'émigration interne. Par ailleurs, la CVD tend à sous-estimer le solde migratoire. L'écart est quasi significatif uniquement pour la Nouvelle-Écosse (prob  $t = 0,079$ ). On observe une légère surestimation du solde migratoire pour l'Alberta et l'Île-du-Prince-Édouard.



## XII. Évaluation de la contre-vérification des dossiers

Les résultats de la plus vaste étude sur la couverture, soit la contre-vérification des dossiers (CVD), peuvent être évalués en comparant les estimations selon la CVD avec des données portant sur la même caractéristique mais tirées d'autres sources, comme la base de données du recensement de 1996. Les comparaisons avec les estimations selon la CVD servent à évaluer ces dernières et à quantifier les différences au chapitre des concepts et des mesures.

Malgré quelques différences conceptuelles entre la CVD et le recensement de 1996, trois comparaisons se sont révélées des plus instructives. Premièrement, l'estimation du nombre de personnes dénombrées au recensement de 1996 selon la CVD peut être comparée au chiffre enregistré dans la base de données du recensement de 1996. Afin de rendre ces deux chiffres comparables, on peut poser des hypothèses raisonnables quant à l'ampleur des différences conceptuelles entre les deux sources. Deuxièmement, le nombre total d'immigrants et de résidents non permanents dénombrés peut être comparé à l'estimation selon la CVD. Les deux groupes sont combinés, car, en raison de l'erreur de réponse, il est difficile d'identifier chaque groupe séparément dans la base de données du recensement. Troisièmement, les chiffres de l'immigration interne, de l'immigration interne et du solde migratoire interprovincial peuvent être comparés aux estimations selon la CVD. Il est toutefois impossible d'établir des comparaisons rigoureuses pour ces deux dernières caractéristiques, car on ne peut apporter des ajustements suffisants aux différences conceptuelles.

Les estimés des composantes de croissance intercensitaire peuvent être comparés aux estimés de la CVD. En particulier, l'estimation du nombre de personnes qui sont décédées entre le recensement de 1991 et celui de 1996 selon la CVD peut être comparée au chiffre tiré des statistiques de l'état civil.

### A. Comparaisons avec les chiffres publiés du recensement de 1996

Étant donné que le plan d'échantillonnage stratifié à un seul degré de la CVD produit des estimateurs sans biais, les écarts entre les estimations selon la CVD et celles selon le recensement sont attribuables à l'erreur d'échantillonnage entachant les estimations selon la CVD, aux différences conceptuelles entre les deux sources et/ou aux biais affectant les deux sources, qui se traduisent par une sous-estimation ou une surestimation systématique de la caractéristique étudiée.

#### 1. Personnes dénombrées

Les comparaisons établies pour les provinces et l'ensemble du pays sont présentées au tableau 12.1, de même que l'erreur type de l'estimation selon la CVD et la valeur  $t$  servant à tester l'hypothèse selon laquelle il n'y a pas d'écart entre l'estimation selon la CVD et le chiffre du recensement comparable. Les ajustements ci-après ont été apportés aux chiffres du recensement ayant été publiés, afin de tenir compte des différences conceptuelles entre les deux sources. Les ajouts aléatoires faits à partir de la vérification des logements inoccupés ont été supprimés, car ils sont inclus dans la base de données du recensement mais ne font pas partie de l'estimation du nombre de personnes dénombrées selon la CVD. Le chiffre du recensement de 1996 est soustrait, car la base de données du recensement contient des personnes surdénumbrées alors que l'estimation selon la CVD est établie d'après le nombre de personnes ayant été dénombrées au moins une fois. Le nombre de personnes qui résidaient à l'extérieur du Canada cinq ans auparavant (à l'exclusion des immigrants et des RNP) selon le recensement est également soustrait, car la base de la CVD n'inclut pas ces personnes. Enfin, le chiffre du recensement selon le recensement de 1991 est ajouté, puisqu'il est contenu dans l'estimation selon la CVD en raison des coefficients de pondération initiaux associés à la base du recensement de 1991 qui n'ont pas été corrigés en fonction de ce surdénumbrement.

**Tableau 11.2 Estimations du sous-dénombrement de la population selon le groupe d'âge et le sexe, contre-vérification des dossiers de 1971, 1976, 1981, 1986, 1991 et 1996<sup>1</sup>**

Groupe d'âge	1971 <sup>2</sup>		1976		1981		1986		1991		1996	
	Taux estimé (%)	Erreur type (%)	Taux estimé (%)	Erreur type (%)	Taux estimé (%)	Erreur type (%)	Taux estimé (%)	Erreur type (%)	Taux estimé (%)	Erreur type (%)	Taux estimé (%)	Erreur type (%)
<b>Les deux sexes, tous les âges</b>												
0 à 4 ans	1,93	0,09	2,04	0,10	2,01	0,09	3,21	0,13	3,43	0,12	3,18	0,09
5 à 14 ans	1,99	0,27	2,31	0,28	1,21	0,22	2,14	0,49	3,55	0,49	2,89	0,36
15 à 19 ans	0,90	0,13	1,20	0,16	1,23	0,21	2,08	0,26	2,49	0,27	1,45	0,14
20 à 24 ans	2,60	0,28	1,99	0,38	2,96	0,52	3,58	0,60	3,75	0,42	3,48	0,42
25 à 34 ans	4,49	0,28	5,31	0,38	5,51	0,29	8,66	0,46	8,18	0,52	8,00	0,34
35 à 44 ans	2,50	0,20	2,85	0,28	2,31	0,28	4,51	0,35	5,65	0,35	5,81	0,29
45 à 54 ans	1,40	0,15	1,22	0,33	0,81	0,23	1,58	0,29	1,61	0,27	1,90	0,24
55 à 64 ans	1,22	0,18	0,92	0,20	0,91	0,29	2,06	0,31	1,69	0,28	2,23	0,34
65 ans et plus			1,20	0,25	0,71	0,30	1,76	0,31	1,51	0,28	1,52	0,26
<b>Sexe masculin, tous les âges</b>												
0 à 4 ans	2,27	0,12	2,46	0,17	2,37	0,13	3,75	0,16	3,95	0,16	3,89	0,14
5 à 14 ans	1,73	0,34	2,53	0,46	1,32	0,33	2,22	0,67	2,79	0,58	2,56	0,47
15 à 19 ans	0,93	0,18	1,14	0,21	1,27	0,29	1,98	0,32	2,32	0,34	1,46	0,24
20 à 24 ans	2,71	0,39	1,93	0,48	3,12	0,68	4,09	0,74	3,55	0,60	3,68	0,43
25 à 34 ans	4,97	0,40	5,99	0,52	6,03	0,48	10,36	0,57	8,98	0,81	9,48	0,50
35 à 44 ans	3,38	0,31	3,64	0,46	2,70	0,44	5,43	0,45	7,28	0,56	7,74	0,42
45 à 54 ans			2,33	0,48	3,42	0,40	3,29	0,51	3,65	0,41	3,94	0,39
55 à 64 ans	1,90	0,24	1,63	0,41	1,21	0,38	1,95	0,52	2,05	0,45	2,12	0,27
65 ans et plus	1,37	0,28	1,28	0,34	0,91	0,40	1,88	0,47	2,04	0,44	2,50	0,54
			1,90	0,44	0,69	0,47	1,57	0,50	1,41	0,50	1,64	0,45
<b>Sexe féminin, tous les âges</b>												
0 à 4 ans	1,59	0,11	1,61	0,10	1,65	0,12	2,68	0,17	2,93	0,17	2,49	0,12
5 à 14 ans	2,25	0,40	2,07	0,36	1,10	0,33	2,06	0,62	4,35	0,71	3,24	0,55
15 à 19 ans	0,87	0,17	1,26	0,27	1,19	0,31	2,20	0,33	2,65	0,39	1,45	0,22
20 à 24 ans	2,49	0,38	2,05	0,51	2,80	0,73	3,05	0,76	3,96	0,54	3,28	0,55
25 à 34 ans	4,01	0,37	4,62	0,48	4,98	0,43	6,89	0,72	7,36	0,71	6,45	0,48
35 à 44 ans	1,58	0,22	2,03	0,38	1,92	0,32	3,59	0,45	3,98	0,37	3,84	0,40
45 à 54 ans			0,72	0,24	0,93	0,31	1,33	0,32	2,01	0,35	1,62	0,28
55 à 64 ans	0,90	0,17	0,81	0,38	0,93	0,26	1,20	0,35	1,16	0,34	1,68	0,33
65 ans et plus	1,10	0,24	0,58	0,25	0,92	0,34	2,23	0,50	1,35	0,33	1,97	0,40
			0,64	0,38	0,71	0,42	1,89	0,44	1,58	0,36	1,43	0,32

<sup>1</sup> Les réserves indiennes partiellement dénombrées sont exclues des chiffres de 1996. Les chiffres de 1991 et de 1996 incluent les résidents non permanents et les territoires. Les chiffres tiennent compte des modifications apportées à la publication initiale de 1986. Les chiffres de 1971 et de 1976 ne comprennent pas d'estimations des personnes oubliées dans les logements classés erronément comme inoccupés.

<sup>2</sup> Les groupes d'âge supérieurs à 24 ans sont : 25 à 39 ans, 40 à 59 ans, 60 ans et plus.



**Tableau 11.1 Estimations du sous-dénombrement de la population, Canada, provinces et territoires, contre-vérification des dossiers de 1971, 1976, 1981, 1986, 1991 et 1996<sup>1</sup>**

Province/territoire	1971		1976		1981		1986		1991		1996	
	Taux estimé (%)	Erreur type (%)	Taux estimé (%)	Erreur type (%)	Taux estimé (%)	Erreur type (%)	Taux estimé (%)	Erreur type (%)	Taux estimé (%)	Erreur type (%)	Taux estimé (%)	Erreur type (%)
Canada	1,93	0,09	2,04	0,10	2,01	0,09	3,21	0,13	3,43	0,12	3,18	0,09
Terre-Neuve	2,25	0,72	1,10	0,39	1,74	0,45	1,92	0,33	2,47	0,30	2,45	0,29
Île-du-Prince-Édouard	1,23	1,13	0,38	0,25	1,17	0,54	2,14	0,80	1,67	0,23	1,76	0,28
Nouvelle-Écosse	1,33	0,45	0,86	0,34	1,05	0,34	2,15	0,34	2,25	0,36	2,70	0,27
Nouveau-Brunswick	1,65	0,56	2,16	-0,37	1,81	0,30	2,71	0,33	3,71	0,42	2,49	0,28
Québec	2,10	0,19	2,95	0,25	1,91	0,21	2,91	0,31	3,18	0,20	2,46	0,18
Ontario	1,68	0,12	1,52	0,17	1,94	0,14	3,43	0,19	4,23	0,28	3,40	0,18
Manitoba	1,13	0,38	1,07	0,33	0,98	0,35	2,94	0,40	2,31	0,36	2,55	0,29
Saskatchewan	1,00	0,37	1,33	0,34	0,99	0,37	2,38	0,37	2,15	0,32	3,30	0,32
Alberta	2,55	0,44	1,49	0,26	2,54	0,36	3,00	0,32	2,51	0,27	2,99	0,24
Colombie-Britannique	2,89	0,39	3,13	0,31	3,16	0,33	4,48	0,36	3,42	0,24	4,58	0,24
Yukon	..	..	..	..	..	..	..	..	4,12	0,58	3,92	0,51
Territoires du Nord-Ouest	..	..	..	..	..	..	..	..	5,73	0,57	5,68	0,47

<sup>1</sup> Les réserves indiennes partiellement dénombrées sont exclues des chiffres de 1996. Les chiffres de 1991 et de 1996 incluent les résidents non permanents et les territoires. Les chiffres tiennent compte des modifications apportées à la publication initiale de 1986. Les chiffres de 1971 et de 1976 ne comprennent pas d'estimations des personnes oubliées dans les logements classés erronément comme inoccupés.

.. Chiffres non disponibles.



En raison de légères modifications apportées à la conception des études sur la couverture d'un recensement à l'autre, les taux présentés dans les tableaux 1.1 et 1.2 ne sont pas strictement comparables. Le lecteur doit prendre note des faits suivants :

a) 1996 :

- i) La contre-vérification des dossiers de 1996 n'a pas estimé le nombre de personnes oubliées dans les réserves indiennes partiellement dénombrées. En effet, il devient difficile de prélever un échantillon représentatif puisque certaines réserves indiennes refusent toujours de participer au recensement. Nous avons estimé, à l'aide d'un modèle statistique, qu'environ 44 000 personnes vivant dans des réserves indiennes partiellement dénombrées ont été oubliées au recensement de 1996.

- ii) L'étude sur les résidents temporaires a été supprimée au recensement de 1996 parce que les données recueillies étaient de qualité douteuse et que la CVD permettait d'obtenir des données de qualité suffisante sur cette forme de sous-dénombrement.

- b) 1991 : Avant 1991, les résidents non permanents n'étaient pas inclus dans la population visée. On a observé chez ce groupe de personnes un taux de sous-dénombrement plus élevé que la moyenne. Si ce groupe n'avait pas été inclus dans la population visée au recensement de 1991, on estime que le taux de sous-dénombrement pour le Canada aurait été inférieur de 0,3 points au taux enregistré. L'inclusion des résidents non permanents a influé particulièrement sur les taux de sous-dénombrement de l'Ontario, de la Colombie-Britannique et du Québec.

- c) 1986 : Les taux présentés ici pour le recensement de 1986 diffèrent des résultats publiés dans le *Guide à l'intention des utilisateurs sur la qualité des données du recensement de 1986 : Couverture*. Les taux figurant dans les tableaux 10.3 et 10.4 comprennent les modifications apportées après la publication du guide de 1986 lorsque les réserves indiennes partiellement dénombrées ont été incluses comme des unités « oubliées ». Dans la publication initiale de 1986, on les avait considérées comme ayant été « dénombrées » puisque les chiffres du recensement pour les provinces avaient été redressés en fonction d'une estimation des personnes oubliées dans ces réserves.

- d) 1976, 1971 : Les chiffres des recensements de 1971 et 1976 ne comprennent pas d'estimations des personnes oubliées dans les logements classés par erreur comme inoccupés tirés de la vérification des logements inoccupés. Les chiffres des recensements de 1981, 1986, 1991 et 1996 tiennent compte de ces estimations. Si l'on avait inclus les résultats de la vérification des logements inoccupés de 1976, le taux de sous-dénombrement se serait établi à 1,78 %. Au recensement de 1971, on n'a pas réalisé de vérification des logements inoccupés.

- e) 1971 : Pour 1971, les groupes d'âge au-dessus de 24 ans diffèrent des groupes d'âge montrés pour les autres recensements.

Des estimations révisées du nombre de personnes oubliées au recensement de 1991 ont été produites par suite de l'analyse des résultats du recensement de 1996. Pour obtenir ces estimations révisées, on a corrigé certains cas qui avaient été classés par erreur comme oubliés, on a supprimé l'estimation des personnes oubliées dans les réserves indiennes partiellement dénombrées et on a utilisé des meilleures estimations du nombre de résidents non permanents ainsi qu'une mesure plus adéquate du surdénombrement fondée sur les résultats de 1996. Voir Tourigny et coll. (1998). Les chiffres présentés dans cette section ne tiennent pas compte de ces révisions.

# XI. Comparaison dans le temps

Dans la présente section, nous établissons des comparaisons entre les taux de sous-dénombrement de 1971 à 1996. Les estimations du sous-dénombrement net ne sont disponibles qu'à partir de 1991, puisque c'est lors de ce recensement que l'on a produit pour la première fois une estimation détaillée du surdénombrement, à la suite d'une étude expérimentale réalisée en 1986. Le tableau 11.1 montre les taux de sous-dénombrement de la population pour le Canada, les provinces et les deux territoires en 1991 et en 1996, alors que le tableau 11.2 donne les taux selon le groupe d'âge et le sexe.

Le taux de sous-dénombrement national s'établissait à près de

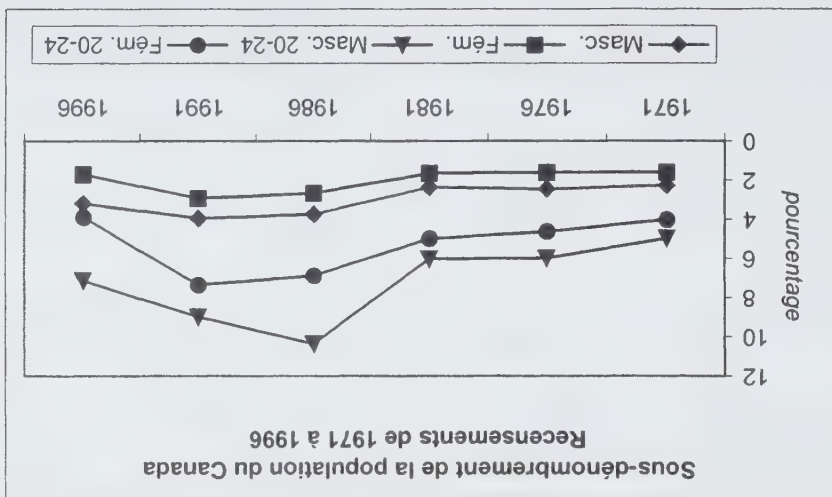
2 % aux recensements de 1971, 1976 et 1981, puis a atteint 3,21 % en 1986. On pense que cette augmentation est imputable à la fois à l'augmentation du nombre de logements difficiles à dénombrer, par exemple les logements rénovés dans les centres-villes, et au changement d'attitude du public à l'égard du gouvernement qui s'est solde par une baisse du taux de participation au recensement. À cause de l'augmentation du sous-dénombrement au recensement de 1986, diverses mesures visant à améliorer la couverture ont été prises au recensement de 1991. Ainsi, l'utilisation d'un registre des adresses qui constituait une liste distincte des logements devant être dénombrés a permis de maintenir l'erreur de couverture à peu près au même niveau qu'en 1986. Au recensement de 1996, le recours à la méthode de recensement par interview plutôt qu'à la méthode d'autodénombrement, dans certains secteurs de dénombrement des grandes villes, a également contribué à réduire le sous-dénombrement. De plus, le changement de la date du recensement, qui a eu lieu à la mi-mai plutôt qu'au début juin, a permis de limiter le sous-dénombrement du fait qu'il était plus probable de trouver les gens à la maison et que l'on évitait la période des déménagements.

Les données présentées dans les tableaux 11.1 et 11.2 permettent de relever les nombreuses tendances suivantes :

- Parmi les provinces, la Colombie-Britannique affichait le taux de sous-dénombrement le plus élevé pour tous les recensements réalisés de 1971 à 1996 sauf celui de 1991 où l'Ontario a enregistré le taux le plus important.

- Les taux de sous-dénombrement des provinces de l'Atlantique et des Prairies sont généralement inférieurs au taux national.

- On observe deux phénomènes démographiques persistants. Premièrement, le taux de sous-dénombrement des hommes est supérieur à celui des femmes pour toutes les années de recensement. Deuxièmement, les jeunes adultes âgés de 20 à 24 ans affichent toujours les taux de sous-dénombrement les plus élevés.



**Tableau 10.4 Chiffres tirés de l'étude par appariement automatisé de 1996, de l'étude sur les logements collectifs de 1996 et de la contre-vérification des dossiers de 1996 ayant servi à l'estimation du surdénombrement total de la population, Canada, provinces et territoires**

Nombre de personnes surdénumbrées				
Province/territoire	Etude par appariement automatisé			
	Etude sur les logements collectifs	Contre-vérification des dossiers	Total	
excluant les résultats des autres études				
Canada	93 688	8 467	115 893	218 048
Terre-Neuve	1 366	114	2 854	4 334
Ile-du-Prince-Edouard	445	31	764	1 240
Nouvelle-Ecosse	2 098	416	1 814	4 328
Nouveau-Brunswick	1 609	144	2 725	4 478
Québec	22 893	1 930	36 715	61 538
Ontario	37 387	3 531	33 678	74 596
Manitoba	3 445	243	6 331	10 019
Saskatchewan	2 034	404	3 139	5 577
Alberta	5 226	878	10 259	16 363
Colombie-Britannique	16 697	778	17 069	34 544
Yukon	81	0	142	223
Territoires du Nord-Ouest	407	0	402	809



**Tableau 10.3 Estimations de l'erreur de couverture des ménages au recensement de 1996**

Province/territoire	Sous-dénombrement des ménages				Surdénombrement des ménages				Sous-dénombrement net des ménages			
	Nombre estimé	Erreur type	Taux estimé (%)	Erreur type (%)	Nombre estimé	Erreur type	Taux estimé (%)	Erreur type (%)	Nombre estimé	Erreur type	Taux estimé (%)	Erreur type (%)
<b>Canada</b>	<b>275 003</b>	<b>13 978</b>	<b>2,49</b>	<b>0,12</b>	<b>32 356</b>	<b>2 987</b>	<b>0,30</b>	<b>0,03</b>	<b>242 647</b>	<b>14 375</b>	<b>2,19</b>	<b>0,13</b>
Terre-Neuve	2 655	673	1,41	0,35	445	138	0,24	0,07	2 210	687	1,18	0,36
Île-du-Prince-Édouard	689	192	1,42	0,39	148	43	0,31	0,09	541	198	1,12	0,40
Nouvelle-Écosse	8 865	1 477	2,53	0,41	758	229	0,22	0,07	8 107	1 524	2,31	0,42
Nouveau-Brunswick	5 668	1 449	2,05	0,51	553	195	0,20	0,07	5 115	1 468	1,85	0,52
Québec	66 109	5 897	2,30	0,20	9 661	1 948	0,34	0,07	56 448	6 466	1,96	0,22
Ontario	103 614	10 394	2,58	0,25	11 172	1 813	0,28	0,05	92 442	10 438	2,30	0,25
Manitoba	5 960	1 346	1,41	0,31	2 539	1 096	0,60	0,26	3 421	1 739	0,81	0,41
Saskatchewan	6 186	1 355	1,64	0,35	736	296	0,19	0,08	5 450	1 397	1,44	0,36
Alberta	19 234	3 018	1,93	0,30	1 169	40	0,12	0,00	18 065	3 018	1,81	0,30
Colombie-Britannique	54 637	5 358	3,71	0,35	5 094	662	0,35	0,05	49 543	5 412	3,36	0,35
Yukon	409	80	3,45	0,65	15	2	0,13	0,01	394	80	3,32	0,65
Territoires du Nord-Ouest	977	139	4,95	0,67	67	18	0,34	0,09	910	139	4,61	0,67
Nunavut	229	69	3,56	1,04	16	2	0,25	0,03	213	68	3,31	1,03
Territoires du Nord-Ouest – ouest	748	119	5,62	0,84	52	18	0,39	0,13	696	120	5,23	0,86

**Tableau 10.2 Estimations de l'erreur de couverture de la population au recensement de 1996 selon le groupe d'âge et le sexe**

Caractéristiques	Sous-dénombrement de la population				Surdénombrement de la population				Sous-dénombrement net de la population			
	Nombre estimé	Erreur type	Taux estimé (%)	Erreur type (%)	Nombre estimé	Erreur type	Taux estimé (%)	Erreur type (%)	Nombre estimé	Erreur type	Taux estimé (%)	Erreur type (%)
<b>Les deux sexes</b>	<b>941 534</b>	<b>27 559</b>	<b>3,18</b>	<b>0,09</b>	<b>218 048</b>	<b>10 604</b>	<b>0,74</b>	<b>0,04</b>	<b>723 486</b>	<b>29 674</b>	<b>2,45</b>	<b>0,10</b>
0 à 4 ans	56 768	7 197	2,89	0,36	11 919	1 914	0,61	0,10	44 849	7 552	2,29	0,38
5 à 14 ans	58 147	5 816	1,45	0,14	38 249	3 764	0,96	0,09	19 898	6 232	0,50	0,15
15 à 19 ans	69 813	8 667	3,48	0,42	24 870	3 003	1,24	0,15	44 943	9 907	2,24	0,48
20 à 24 ans	160 678	7 473	8,00	0,34	49 080	5 562	2,44	0,28	111 598	9 174	5,55	0,43
25 à 34 ans	275 628	14 407	5,81	0,29	31 239	3 609	0,66	0,08	244 389	15 363	5,15	0,31
35 à 44 ans	138 380	12 229	2,78	0,24	18 696	2 956	0,38	0,06	119 684	12 696	2,40	0,25
45 à 54 ans	71 462	7 976	1,90	0,21	18 108	3 958	0,48	0,11	53 354	9 255	1,42	0,24
55 à 64 ans	56 458	8 758	2,23	0,34	13 086	2 837	0,52	0,11	43 372	8 662	1,71	0,34
65 ans et plus	54 201	9 497	1,52	0,26	12 803	2 374	0,36	0,07	41 398	9 842	1,16	0,27
<b>Sexe masculin</b>	<b>569 963</b>	<b>20 892</b>	<b>3,89</b>	<b>0,14</b>	<b>102 535</b>	<b>6 488</b>	<b>0,70</b>	<b>0,04</b>	<b>467 428</b>	<b>21 394</b>	<b>3,19</b>	<b>0,14</b>
0 à 4 ans	25 674	4 842	2,56	0,47	5 255	872	0,52	0,09	20 419	4 948	2,04	0,48
5 à 14 ans	29 862	4 963	1,46	0,24	20 276	3 017	0,99	0,15	9 586	6 088	0,47	0,30
15 à 19 ans	37 896	4 539	3,68	0,43	11 578	2 398	1,12	0,24	26 318	4 947	2,56	0,47
20 à 24 ans	97 180	5 693	9,48	0,50	23 946	3 377	2,34	0,34	73 234	6 922	7,14	0,63
25 à 34 ans	185 462	10 756	7,74	0,42	15 675	2 660	0,65	0,11	169 787	10 161	7,08	0,39
35 à 44 ans	98 167	10 063	3,94	0,39	9 550	1 425	0,38	0,06	88 617	10 226	3,56	0,40
45 à 54 ans	39 785	5 164	2,12	0,27	6 646	1 299	0,35	0,07	33 139	5 356	1,76	0,28
55 à 64 ans	31 210	6 933	2,50	0,54	4 633	1 484	0,37	0,12	26 577	7 076	2,12	0,55
65 ans et plus	24 726	6 967	1,64	0,45	4 974	372	0,33	0,02	19 752	6 977	1,31	0,46
<b>Sexe féminin</b>	<b>371 572</b>	<b>18 113</b>	<b>2,49</b>	<b>0,12</b>	<b>115 513</b>	<b>8 802</b>	<b>0,77</b>	<b>0,06</b>	<b>256 059</b>	<b>20 954</b>	<b>1,71</b>	<b>0,14</b>
0 à 4 ans	31 095	5 432	3,24	0,55	6 662	1 704	0,69	0,18	24 433	5 774	2,55	0,59
5 à 14 ans	28 284	4 296	1,45	0,22	17 972	2 797	0,92	0,14	10 312	4 807	0,53	0,25
15 à 19 ans	31 918	5 610	3,28	0,55	13 292	2 772	1,36	0,29	18 626	7 108	1,91	0,72
20 à 24 ans	63 499	4 957	6,45	0,48	25 135	4 404	2,55	0,46	38 364	6 072	3,90	0,59
25 à 34 ans	90 165	9 818	3,84	0,40	15 565	2 421	0,66	0,11	74 600	11 332	3,18	0,47
35 à 44 ans	40 212	7 055	1,62	0,28	9 147	2 584	0,37	0,10	31 065	7 621	1,25	0,30
45 à 54 ans	31 677	6 255	1,68	0,33	11 462	3 735	0,61	0,20	20 215	7 689	1,07	0,40
55 à 64 ans	25 248	5 279	1,97	0,40	8 451	2 416	0,66	0,19	16 797	5 011	1,31	0,39
65 ans et plus	29 474	6 739	1,43	0,32	7 829	2 305	0,38	0,11	21 645	7 195	1,05	0,35

**Tableau 10.1 Estimations de l'erreur de couverture au recensement de 1996 selon la province ou le territoire**

Province/territoire	Sous-dénombrement de la population				Surdénombrement de la population				Sous-dénombrement net de la population			
	Nombre estimé	Erreur type	Taux estimé (%)	Erreur type (%)	Nombre estimé	Erreur type	Taux estimé (%)	Erreur type (%)	Nombre estimé	Erreur type	Taux estimé (%)	Erreur type (%)
<b>Canada</b>	<b>941 534</b>	<b>27 559</b>	<b>3,18</b>	<b>0,09</b>	<b>218 048</b>	<b>10 604</b>	<b>0,74</b>	<b>0,04</b>	<b>723 486</b>	<b>29 674</b>	<b>2,45</b>	<b>0,10</b>
Terre-Neuve	13 758	1 666	2,45	0,29	4 334	660	0,77	0,12	9 424	1 759	1,68	0,31
Île-du-Prince-Édouard	2 389	380	1,76	0,28	1 240	181	0,91	0,14	1 149	437	0,85	0,32
Nouvelle-Écosse	25 149	2 558	2,70	0,27	4 328	693	0,47	0,07	20 821	2 580	2,24	0,27
Nouveau-Brunswick	18 703	2 192	2,49	0,28	4 478	742	0,60	0,10	14 225	2 354	1,89	0,31
Québec	178 288	13 176	2,46	0,18	61 538	5 969	0,85	0,08	116 750	14 963	1,61	0,20
Ontario	375 964	20 337	3,40	0,18	74 596	7 172	0,67	0,07	301 368	21 265	2,73	0,19
Manitoba	28 900	3 410	2,55	0,29	10 019	1 712	0,88	0,15	18 881	3 875	1,67	0,34
Saskatchewan	33 628	3 323	3,30	0,32	5 577	1 066	0,55	0,11	28 051	3 521	2,75	0,34
Alberta	82 690	6 796	2,99	0,24	16 363	2 861	0,59	0,10	66 327	7 555	2,40	0,27
Colombie-Britannique	176 987	9 541	4,58	0,24	34 544	3 408	0,89	0,09	142 443	9 967	3,68	0,25
Yukon	1 245	169	3,92	0,51	223	55	0,70	0,17	1 022	167	3,22	0,51
Territoires du Nord-Ouest	3 833	335	5,68	0,47	809	103	1,20	0,16	3 024	357	4,48	0,51
Nunavut	1 095	178	4,28	0,67	254	56	0,99	0,22	841	180	3,29	0,68
Territoires du Nord-Ouest — ouest	2 738	284	6,54	0,63	554	89	1,32	0,22	2 184	309	5,22	0,70



Le sous-dénombrement net était fort important chez les jeunes adultes âgés de 20 à 34 ans, et davantage encore chez les hommes de ce groupe d'âge. Alors que pour le groupe plus jeune (20 à 24 ans) un fort taux de surdénombrement a permis de contrebalancer en partie un taux de sous-dénombrement très élevé, pour le groupe d'âge supérieur (25 à 34 ans), le taux de surdénombrement proche du taux national n'a pu compenser que légèrement le sous-dénombrement élevé. Pour ce qui est du sous-dénombrement, le taux de sous-dénombrement net était toujours plus marqué chez les hommes que chez les femmes.

Comme les cas de surdénombrement des ménages étaient rares, les taux de sous-dénombrement net des ménages sont quasiment identiques aux taux de sous-dénombrement. La Colombie-Britannique et les territoires affichaient des taux élevés alors que les Prairies, Terre-Neuve et l'Île-du-Prince-Édouard ont enregistré des taux faibles. Au Manitoba, le taux de surdénombrement important a donné lieu à un taux de sous-dénombrement net des ménages de 0,81 %.

## 2. Surdénombrement

Le tableau 10.4 présente, selon la province, les chiffres de chaque étude sur le surdénombrement qui ont été pris en considération pour estimer le surdénombrement total de la population. L'étude par appartenance automatisée a permis de mesurer le surdénombrement attribuable au fait que des personnes ont été dénombrées dans deux ménages de la même région (Atlantique, Québec, Ontario, reste du Canada). On estime à 93 688 le nombre de personnes tombant dans cette catégorie de surdénombrement. Par ailleurs, l'étude sur les logements collectifs visait à évaluer le surdénombrement découlant du fait que des personnes ont été dénombrées à la fois dans un logement collectif et dans un logement privé. Le surdénombrement de ce type a été estimé à 8 467 personnes. Bien que la CVD permette de mesurer le surdénombrement provenant de toutes les sources puisqu'on demande aux personnes choisies d'indiquer toutes les autres adresses où elles auraient pu être dénombrées, seul le surdénombrement non mesuré par l'EAA ni par l'ELC est inclus dans l'estimation du nombre total de personnes surdénombrees. La CVD a donc servi à mesurer le surdénombrement imputable aux cas suivants :

- personnes dénombrées dans des logements différents;
- personnes et ménages dénombrés dans des logements différents mais ayant déclaré des caractéristiques différentes (sexe et date de naissance);
- personnes et ménages dénombrés dans des régions différentes.

On a estimé à 115 893 le nombre de personnes dans cette catégorie de surdénombrement.

Les Territoires du Nord-Ouest affichent le taux de surdénombrement de la population le plus important (1,20 %). Parmi les provinces, les taux de surdénombrement les plus élevés ont été enregistrés au Québec (0,85 %), au Manitoba (0,88 %) et en Colombie-Britannique (0,89 %) alors que les plus faibles ont été relevés en Nouvelle-Écosse (0,47 %) et en Saskatchewan (0,55 %). Ici encore, on observe des variations plus importantes selon le sexe et les groupes d'âge. Comme c'était le cas pour le sous-dénombrement, les jeunes adultes de 20 à 24 ans affichaient le taux de surdénombrement le plus marqué, ce qui témoigne de leur forte mobilité. Toutefois, contrairement à ce que l'on observait en ce qui touche le sous-dénombrement, le taux de surdénombrement était généralement plus important chez les femmes que chez les hommes. Mis à part le groupe des 20 à 24 ans, le surdénombrement était concentré chez les enfants et les adolescents des deux sexes âgés de 5 à 19 ans. Il s'agissait le plus souvent d'enfants et d'adolescents qui ne vivaient pas avec leurs deux parents ou qui ont été dénombrés deux fois parce que leur famille avait déménagé au moment du recensement.

On a relevé peu de cas de surdénombrement de ménages. Les ménages dénombrés par erreur représentaient seulement 0,30 % de l'ensemble des ménages qui devaient être dénombrés. Les taux le plus élevé et le plus faible ont été enregistrés respectivement au Manitoba (0,60 %) et en Alberta (0,12 %).

## 3. Sous-dénombrement net

Les taux de sous-dénombrement net montrent l'incidence nette du sous-dénombrement et du surdénombrement, c'est-à-dire que le nombre de personnes oubliées est contrebalancé par le nombre de personnes dénombrées par erreur. À l'échelle des provinces, le taux de sous-dénombrement net augmente d'est en ouest, la Colombie-Britannique (3,68 %) ayant affiché le taux le plus élevé. En Ontario, le taux de sous-dénombrement net (2,73 %) dépasse légèrement le taux national (2,45 %) alors qu'au Québec un taux de surdénombrement plus élevé que la moyenne associé à un taux de sous-dénombrement plus faible que la moyenne s'est traduit par un taux de sous-dénombrement net (1,61 %) inférieur au taux national. Pour ce qui est des territoires, les Territoires du Nord-Ouest (partie ouest) affichaient un taux de sous-dénombrement net élevé (5,22 %) alors que les taux du Nunavut (3,29 %) et du Yukon (3,22 %) étaient proches de celui de la Colombie-Britannique.

sous-dénombrement dans les chiffres officiels du recensement, il est nécessaire de soustraire  $LI$  puisque ces personnes sont déjà incluses dans  $R$  car la CVD permet d'estimer  $ND$ , nombre total de personnes non dénombrées à leur lieu habituel de résidence.

Le taux de surdénombrement de la population  $T_s$  a été calculé comme suit :

$$T_s = \frac{R + (ND - LI) - S}{S}$$

Le taux de sous-dénombrement net de la population  $T_N$  a été calculé comme suit :

$$T_N = T_o - T_s = \frac{R + (ND - LI) - S}{(ND - LI) - S}$$

Une méthode semblable a servi au calcul des taux de sous-dénombrement, de surdénombrement et de sous-dénombrement net des ménages. Dans ces cas,  $ND$  correspondait au nombre de ménages dont aucun des membres n'a été dénombré à son lieu habituel de résidence, selon les résultats de la CVD de 1996, alors que  $S$  représentait les ménages dont tous les membres ont été dénombrés plus d'une fois ou par erreur.

## B. Résultats

Les principaux résultats sont présentés dans les tableaux 10.1, 10.2 et 10.3. Le tableau 10.1 contient le nombre de personnes oubliées, le taux de sous-dénombrement, le nombre de personnes surdénumbrées, le taux de surdénombrement, le nombre net de personnes oubliées et le taux de sous-dénombrement net pour le Canada, les provinces et les territoires. Le tableau 10.2 présente les mêmes données selon le sexe et le groupe d'âge. Le tableau 10.3 montre le nombre de ménages oubliés, le taux de sous-dénombrement, le nombre de ménages surdénumbrés, le taux de surdénombrement, le nombre net de ménages oubliés et le taux de sous-dénombrement net pour le Canada, les provinces et les territoires.

### 1. Sous-dénombrement

Les Territoires du Nord-Ouest affichent le taux de sous-dénombrement de la population le plus élevé (5,68 %), suivis de la Colombie-Britannique (4,58 %). Les taux des provinces à l'est de l'Ontario étaient inférieurs au taux national alors que celui de l'Ontario (3,40 %) le dépassait légèrement. On a observé une variation plus importante du sous-dénombrement selon le sexe et le groupe d'âge. Il était généralement supérieur chez les hommes que chez les femmes, et les taux les plus élevés ont été enregistrés chez les jeunes adultes. On a enregistré des taux fort élevés pour le groupe d'âge des 20 à 24 ans, soit 9,48 % pour les hommes et 6,45 % pour les femmes. Ces taux élevés témoignent de la mobilité plus importante des jeunes adultes.

Les taux de sous-dénombrement des ménages étaient inférieurs aux taux de sous-dénombrement de la population. On a enregistré les taux les plus élevés en Colombie-Britannique (3,71 %) et dans les territoires. Au recensement de 1996, moins de ménages ont été oubliés dans les Prairies, à Terre-Neuve et à l'Île-du-Prince-Édouard que dans les autres régions. Les taux du Québec (2,30 %) et de l'Ontario (2,58 %) sont proches du taux national (2,49 %).



## X. Estimations de l'erreur de couverture

### A. Méthodologie

Soit

$\hat{N}D$  l'estimation du nombre de personnes non dénombrées à leur lieu habituel de résidence selon la CVD de 1996, obtenue en additionnant les coefficients de pondération ajustés des personnes comprises dans l'échantillon de la CVD dont le classement final est « non dénombrée au recensement de 1996 »;

$R$  le chiffre officiel du recensement de 1996;

$\hat{L}I$  l'estimation du nombre de personnes non dénombrées parce qu'elles occupaient des logements classés inoccupés par le recenseur selon la vérification des logements inoccupés;

$\hat{S}_{EA}$  l'estimation du nombre de personnes surdénombrées selon les résultats de l'étude par appariement automatisé;

$\hat{S}_{ELC}$  l'estimation du nombre de personnes surdénombrées selon les résultats de l'étude sur les logements collectifs;

$\hat{S}_{CVD}$  l'estimation du nombre de personnes surdénombrées selon les résultats de la contre-vérification des dossiers, corrigée des effets du surdénombrement relevé par l'étude par appariement automatisé et par l'étude sur les logements collectifs;

$\hat{S}$  l'estimation du nombre de personnes dénombrées plus d'une fois ou dénombrées par erreur où  

$$\hat{S} = \hat{S}_{EA} + \hat{S}_{ELC} + \hat{S}_{CVD}.$$

Il est à noter que  $R$  inclut  $\hat{L}I$ , c'est-à-dire que, selon le processus décrit à la section B4 du chapitre VI, le nombre estimé de personnes non dénombrées parce qu'elles occupaient des logements classés inoccupés par le recenseur a été ajouté au chiffre des personnes dénombrées de fait pour produire les chiffres officiels du recensement.

Le taux de sous-dénombrement de la population  $\hat{T}_o$  indiquant la proportion de personnes oubliées au recensement de 1996 par rapport à l'ensemble des personnes qui auraient dû être dénombrées a été calculé comme suit :

$$\hat{T}_o = \frac{\hat{N}D - \hat{L}I}{R + (\hat{N}D - \hat{L}I) - \hat{S}}$$

Le nombre de personnes qui auraient dû être dénombrées correspond au total de personnes qui ont été dénombrées,  $R - \hat{L}I$ , auquel a été ajouté le nombre de personnes qui auraient dû être dénombrées mais qui ne l'ont pas été,  $\hat{N}D$ , et duquel a été soustrait le nombre de personnes dénombrées qui n'auraient pas dû l'être,  $\hat{S}$ .  $\hat{L}I$  est soustrait de  $R$  parce que le chiffre officiel du recensement inclut le nombre estimé de personnes qui ont été exclues à tort parce qu'elles occupaient des logements classés par erreur comme logements vacants. Comme  $\hat{T}_o$  indique l'importance du

Le tableau 9.1 montre la répartition de l'échantillon final ainsi que le nombre de cas de surdénombrement relevés dans le cadre de chacune des composantes de l'étude.

Tableau 9.1 Taille de l'échantillon et nombre de personnes surdénombrees, étude sur les logements collectifs de 1996

Logements collectifs institutionnels		Logements collectifs non institutionnels	
Province/territoire	Nombre de personnes dans l'échantillon	Cas de surdénombrement	Nombre de personnes dans l'échantillon
Cas de surdénombrement			
Canada	8 818	432	3 743
Terre-Neuve	102	1	94
Île-du-Prince-Édouard	69	4	87
Nouvelle-Écosse	321	8	50
Nouveau-Brunswick	293	12	37
Québec	2 068	118	1 034
Ontario	2 714	177	1 031
Manitoba	491	26	48
Saskatchewan	511	16	212
Alberta	963	41	731
Colombie-Britannique	1 211	29	266
Yukon	33	0	120
Territoires du Nord-Ouest	42	0	33
			0
			0
			17
			22
			9
			4
			41
			21
			3
			8
			0
			5
			130

## IX. Étude sur les logements collectifs

### A. Stratification, tirage de l'échantillon et collecte des données

L'étude sur les logements collectifs visait toutes les personnes dénombrées comme résidents habituels dans un logement collectif et a permis de mesurer le surdénombrement attribuable à l'erreur de réponse, laquelle se produit lorsque deux questionnaires du recensement sont remplis à des logements différents. Un logement collectif est un établissement commercial, institutionnel, ou communautaire dans lequel résident au moins dix personnes non apparentées. Il existe deux genres de logements collectifs : les établissements institutionnels comme les hôpitaux et les prisons, et les logements collectifs non institutionnels comme les hôtels, les YMCA et les résidences scolaires.

Pendant le dénombrement des logements collectifs le 14 mai 1996, les recenseurs affectés au dénombrement des établissements institutionnels consultaient les dossiers administratifs de ces établissements en vue de consigner une autre adresse pour chacun des résidents (p. ex. patients, détenus). Le personnel résident des logements collectifs institutionnels ainsi que les résidents habituels des logements collectifs non institutionnels ont rempli un questionnaire individuel du recensement sur lequel ils devaient inscrire une autre adresse. L'ensemble de ces adresses a constitué une base de sondage pour l'étude sur les logements collectifs (ELC).

L'ELC comportait deux composantes : la composante des établissements institutionnels qui portait sur les logements collectifs institutionnels, et la composante des logements non institutionnels qui portait sur les logements collectifs non institutionnels. On a appliqué une méthode de répartition optimale fondée sur le nombre de résidents habituels pour partager l'échantillon entre les deux composantes de l'étude. Pour la composante des établissements institutionnels, l'échantillon a été réparti entre les provinces en fonction du nombre de résidents habituels dans les logements collectifs institutionnels. On a procédé à un échantillonnage à deux degrés en prélevant d'abord un échantillon de 891 établissements institutionnels, puis un échantillon de 8 18 résidents habituels au sein des établissements sélectionnés. Pour la composante de l'étude portant sur les logements collectifs non institutionnels, l'échantillon a été également réparti entre les provinces selon le nombre de résidents habituels dans ces logements. Un échantillon de 265 secteurs de dénombrement a alors été tiré. Tous les résidents habituels des logements collectifs non institutionnels situés dans les secteurs de dénombrement choisis (3 743 personnes) ont été inclus dans l'échantillon de cette composante de l'étude.

### B. Traitement

Le traitement des données comportait des étapes similaires à celles de la contre-vérification des dossiers. Pour chaque personne comprise dans l'échantillon, les questionnaires remplis à l'autre adresse ont été vérifiés afin de déterminer si elle avait été dénombrée une seconde fois. Si la personne en question était inscrite sur le questionnaire, elle était considérée comme un cas de surdénombrement. Parmi les personnes choisies (PC), 7 048 répondants avaient fourni une autre adresse alors que 5 513 personnes n'en avaient pas indiquée. On a repéré respectivement dans l'échantillon des logements collectifs non institutionnels et dans l'échantillon des établissements institutionnels 130 et 432 PC qui avaient été dénombrées également dans un logement privé.

Pour 54 PC dans l'échantillon des logements non institutionnels et 117 PC dans l'échantillon des établissements institutionnels, les adresses consignées sur le questionnaire du recensement étaient trop vagues pour qu'on puisse trouver le questionnaire correspondant. Les coefficients de pondération initiaux déterminés de façon inversement proportionnelle à la probabilité de sélection ont été rajustés pour tenir compte de ce type de non-réponse. Il s'agissait essentiellement de répartir entre les répondants les coefficients de pondération attribués aux non-répondants. Pour la composante portant sur les établissements institutionnels, les coefficients de pondération ont aussi été ajustés de façon que les données soient compatibles avec les chiffres connus du recensement à l'échelle provinciale.



Tableau 8.1 Taille de l'échantillon et nombre de personnes surdénombrees, étude par appariement automatisé de 1996

Province/territoire	Base		Échantillon	Nombre de personnes surdénombrees
	Nombre de paires appariées	Nombre de paires vérifiées		
	<i>ménages</i>	<i>ménages</i>		
Canada	996 304	7 688	12 548	
Terre-Neuve	8 806	413	605	
Île-du-Prince-Édouard	1 542	214	284	
Nouvelle-Écosse	18 952	511	756	
Nouveau-Brunswick	13 058	465	621	
Québec	264 958	1 332	1 744	
Ontario	433 381	1 629	3 108	
Manitoba	26 654	565	858	
Saskatchewan	20 094	534	496	
Alberta	77 526	830	1 066	
Colombie-Britannique	129 855	960	2 717	
Yukon	385	89	59	
Territoires du Nord-Ouest	1 093	146	237	
Nunavut	653	47	78	
Territoires du Nord-Ouest – ouest	440	99	159	

## VIII. Étude par appariement automatisé

### A. Méthode

Le surdénombrement au recensement est attribuable principalement aux cas de personnes qui figurent plus d'une fois dans la base de données du recensement. L'étude par appariement automatisé (EAA) vise à repérer et à estimer le surdénombrement dans les logements privés en cherchant dans la base de données du recensement des paires de ménages résidant dans la même région géographique (Atlantique, Québec, Ontario, reste du Canada), qui comprennent des personnes de même sexe ayant la même date de naissance complète. Deux ensembles de programmes ont été mis en oeuvre. Le premier permettait de repérer des paires de ménages résidant dans la même région et comptant au moins deux appariements parfaits de personnes (306 557 appariements), alors que le deuxième relevait des paires de ménages résidant dans la même circonscription électorale fédérale (CEF) et comportant un seul appariement parfait de personnes (689 747 appariements). On a procédé ensuite à la stratification des paires de ménages repérées. Les questionnaires de recensement établis pour un échantillon de paires de ménages prélevées dans chacune des strates ont été manuellement comparés pour déterminer s'il y avait eu surdénombrement, c'est-à-dire que la liste de personnes inscrites sur le questionnaire d'un des ménages était comparée à la liste des personnes inscrites sur le questionnaire rempli par l'autre ménage. Lorsque les mêmes personnes figuraient sur les deux questionnaires on considérait qu'il s'agissait d'un cas de surdénombrement.

En 1991, l'opération d'appariement automatisé ne comparait que des ménages résidant dans un même secteur de dénombrement (SD). En 1996, l'EAA a été élargie considérablement pour permettre la comparaison des ménages résidant dans une même région géographique (Atlantique, Québec, Ontario, reste du Canada).

### B. Plan d'échantillonnage et traitement

Les 996 304 paires de ménages relevées dans le cadre de l'EAA constituaient la base de sondage. La méthode de stratification appliquée visait à produire des strates qui seraient à la fois représentatives et de taille raisonnable. Il s'agissait de regrouper des paires de ménages présentant des probabilités similaires de surdénombrement. La base des paires de ménages a été stratifiée en fonction de la province, de la proximité géographique, du nombre d'appariements parfaits et de quasi-appariements de personnes entre les ménages et du nombre de personnes dans chaque ménage. Voici les mesures de la proximité géographique qui ont été utilisées :

- les deux ménages sont situés dans la même SD;
- les deux ménages sont situés dans la même CEF, mais dans des SD différents;
- les deux ménages sont situés dans la même province, mais dans des CEF différentes;
- les deux ménages sont situés dans la même région (Atlantique, Québec, Ontario, reste du Canada), mais dans des provinces différentes.

On a sélectionné, dans chaque strate, un échantillon de paires de ménages dont on a vérifié les questionnaires de recensement afin de déterminer si les mêmes personnes avaient été inscrites sur les deux questionnaires. Aucun échantillon n'a été prélevé dans les strates comptant moins de 250 paires de ménages à l'échelle nationale. On a vérifié au total 7 688 paires de ménages, ce qui a permis de repérer 12 548 personnes inscrites sur deux questionnaires dans 3 472 paires de ménages. Des coefficients de pondération ont été attribués à ces personnes selon le plan d'échantillonnage.

Le tableau 8.1 montre le nombre de paires de ménages appariées dans la base de sondage, le nombre de paires de ménages vérifiées et le nombre de personnes inscrites dans les deux questionnaires de recensement.

**Tableau 7.4 Nombre non pondéré et pondéré de cas de surdénombrement, contre-vérification des dossiers de 1996**

Province/territoire	Nombre de personnes choisies			Nombre pondéré de personnes choisies		
	Dénombrees par l'EAA ou l'ELC	Non dénombrées par l'EAA ou l'ELC	Total	Dénombrees par l'EAA ou l'ELC	Non dénombrées par l'EAA ou l'ELC	Total
Terre-Neuve	10	19	29	2 373	2 854	5 227
Ile-du-Prince-Edouard	3	18	21	180	764	944
Nouvelle-Ecosse	11	10	21	3 066	1 814	4 880
Nouveau-Brunswick	2	13	15	631	2 725	3 356
Québec	17	39	56	17 038	36 715	53 753
Ontario	10	40	50	11 054	33 678	44 732
Manitoba	6	18	24	1 305	6 331	7 636
Saskatchewan	4	10	14	979	3 139	4 118
Alberta	2	20	22	2 266	10 259	12 525
Colombie-Britannique	13	31	44	5 784	17 069	22 853
Yukon	4	6	10	66	142	208
Territoires du Nord-Ouest	4	17	21	113	402	515
<b>Canada</b>	<b>86</b>	<b>241</b>	<b>327</b>	<b>44 855</b>	<b>115 893</b>	<b>160 748</b>

EAA = Etude par appartement automatisé  
ELC = Etude sur les logements collectifs



**Tableau 7.3 Distribution de l'échantillon (pondéré) selon la classification finale et la base, contre-vérification des dossiers de 1996<sup>1</sup>**

Bases	Recensement		Naissances		Immigrants		Personnes non dénombrées		Détenus de permis et réfugiés		Fichiers de l'assurance-santé		Total	
	Classification finale des personnes choisies	Nombre	%	Nombre	%	Nombre	%	Nombre	%	Nombre	%	Nombre	%	
Dénombrées (au moins une fois)	24 902 996	92,3	1 803 804	94,6	807 556	69,3	855 025	72,7	143 775	60,3	98 411	90,4	28 611 567	90,5
Non dénombrées	722 255	2,7	51 302	2,7	84 743	7,3	120 715	10,3	44 524	18,7	5 699	5,2	1 029 238	3,3
Décédées	1 030 017	3,8	14 647	0,8	2 382	0,2	34 086	2,9	181	0,1	291	0,3	1 081 605	3,4
Émigrées	210 143	0,8	15 086	0,8	34 461	3,0	22 586	1,9	0	0,0	208	0,2	282 485	0,9
À l'étranger	97 474	0,4	16 374	0,9	24 859	2,1	15 764	1,3	0	0,0	381	0,4	154 852	0,5
Hors cible	30 037	0,1	4 714	0,2	211 111	18,1	128 369	10,9	49 904	20,9	3 770	3,5	427 905	1,4
Total	26 992 922	100,0	1 905 927	100,0	1 165 113	100,0	1 176 545	100,0	238 385	100,0	108 760	100,0	31 587 652	100,0

<sup>1</sup> Ces comptes sont des résultats bruts et ne représentent pas les taux de couverture et de sous-dénombrement du recensement.

**Tableau 7.2 Distribution de l'échantillon selon la classification finale et la base, contre-vérification des dossiers de 1996<sup>1</sup>**

Bases	Recensement		Naissances		Immigrants		Personnes non dénombrées		Débiteurs de permis et réfugiés		Fichiers de l'assurance-santé		Total		
	Classification finale des personnes choisies	Nombre	%	Nombre	%	Nombre	%	Nombre	%	Nombre	%	Nombre	%		
Dénombrées (au moins une fois)		37 608	89,5	3 117	92,0	1 726	66,2	1 510	64,6	716	48,9	4 521	87,8	49 198	86,4
Non dénombrées		1 347	3,2	86	2,5	184	7,1	212	9,0	209	14,3	254	4,9	2 292	4,0
Décédées		1 348	3,2	22	0,6	7	0,3	60	2,6	1	0,1	11	0,2	1 449 <sup>2</sup>	2,5
Émigrées		271	0,6	18	0,5	72	2,8	33	1,4	0	0,0	6	0,1	400 <sup>3</sup>	0,7
À l'étranger		132	0,3	18	0,5	50	1,9	20	0,8	0	0,0	14	0,3	234	0,4
Hors cible		59	0,1	6	0,2	351	13,5	349	14,9	251	17,1	135	2,6	1 151	2,0
Non identifiées		400	1,0	13	0,4	0	0,0	0	0,0	27	1,8	0	0,0	440	0,8
Non dépistées		686	1,6	97	2,9	193	7,4	125	5,3	224	15,3	107	2,1	1 432	2,5
Non classifiées		214	0,5	13	0,4	22	0,8	32	1,4	37	2,5	102	2,0	420	0,7
Total		42 065	100,0	3 390	100,0	2 605	100,0	2 341	100,0	1 465	100,0	5 150	100,0	57 016	100,0

<sup>1</sup> Ces comptes sont des résultats bruts, avant pondération, et ne représentent pas les taux de couverture et de sous-dénombrement du recensement.

<sup>2</sup> Inclut 3 cas dénombrés par erreur.

<sup>3</sup> Inclut 8 cas dénombrés par erreur.

Le tableau 7.4 présente les résultats de la CVD pour ce qui est de la composante portant sur le surdénombrement, notamment le nombre non pondéré et le nombre pondéré de PC qui ont été dénombrés plus d'une fois ou qui ont été dénombrés par erreur. Il montre également la division entre les cas repérés par l'étude par appartement automatisé (EAA) et par l'étude sur les logements collectifs (ELC), et les cas de surdénombrement qui ne peuvent être relevés que par la CVD. Ce ne sont que ces derniers cas de surdénombrement qui sont pris en considération dans les estimations globales du surdénombrement de la population et des ménages, tel qu'il est décrit au chapitre X. Bien que la CVD, l'EAA et l'ELC permettent d'évaluer les mêmes catégories de surdénombrement, les résultats de la CVD sont moins précis, c'est-à-dire que les coefficients de pondération attribués aux cas de surdénombrement relevés par la CVD sont plus élevés que ceux attribués aux cas repérés par l'EAA et par l'ELC.



Dans certains cas, il y avait des informations manquantes ou inexactes pour une ou plusieurs questions. Lorsque c'était possible, on vérifiait d'autres sources, telles les bases de sondage et les fichiers administratifs, pour obtenir l'information désirée. En dernier recours, on procédait à l'imputation des valeurs. On parle ici de très peu de cas d'imputation.

Les résultats du traitement des adresses et de la classification des PC dont on a discuté dans la section précédente, ont été ajoutés à la base de données finale.

La première étape visant à produire des estimés à partir de la classification finale de l'échantillon de la CVD est d'ajuster les coefficients de pondération d'échantillonnage des répondants afin de tenir compte des non-répondants de chaque type, soit les cas de PC non identifiés, PC non dépistés et PC non classifiés. Le taux de non-réponse global est de 4,01 %, où se sont les PC non dépistés qui représentent la majorité des cas de non-réponse. Essentiellement, le coefficient de pondération total des non-répondants est redistribué aux répondants. Cette redistribution se fait à l'intérieur de groupes de répondants et de non-répondants appelés groupes d'ajustement, que l'on suppose semblables au niveau de la probabilité d'être manqués au recensement. Un critère majeur lors de la formation de ces groupes d'ajustement est la mobilité potentielle de la PC, car il est raisonnable de penser qu'une personne qui change de résidence a de plus fortes chances d'être manquée qu'une personne qui ne l'est pas.

L'ajustement pour la non-réponse est fait en trois étapes indépendantes. Tout d'abord, la somme des coefficients de pondération des non-identifiés est redistribuée parmi les répondants du même groupe d'ajustement. Ces groupes d'ajustement des coefficients de pondération correspondent, plus ou moins, à la strate au sein de laquelle la PC a été sélectionnée initialement. Le même procédé est ensuite employé pour les non-dépistés et les non-classifiés. Le coefficient de pondération attribué à ces non-répondants a été réparti entre tous les répondants dans le même groupe d'ajustement à une exception près. Parmi les personnes classées comme dénombrées, seules celles qui avaient déménagé récemment pouvaient se voir attribuer le coefficient de pondération correspondant aux personnes non dépistées et aux personnes non classées.

Une dernière modification des coefficients de pondération a été effectuée. Il s'agit d'une poststratification ou d'un ajustement des coefficients de pondération assurant la compatibilité avec les totaux connus dans la population des bases de sondage. La première étape consistait à tenir compte de la couverture incomplète de la population par les fichiers de santé des territoires. On a ensuite procédé à un ajustement pour les résidents non permanents à l'aide de chiffres plus précis. Finalement, on a résolu les divergences de type âge et sexe entre la base du recensement et celle de la CVD.

Une modification supplémentaire des coefficients de pondération a été effectuée pour les PC considérées comme étant dénombrées plus d'une fois. Dans certains cas, les adresses fournies par la PC étaient trop vagues pour qu'on puisse les repérer. La modification des coefficients de pondération tenait compte de ce type de non-réponse.

Les tableaux 7.2 et 7.3 présentent la répartition de l'échantillon de la CVD dans les catégories de classification finale de façon non pondérée et pondérée en utilisant les coefficients de pondération définitifs.

Après toutes ces étapes, on était en mesure de classer toutes les PC dans une des catégories déjà mentionnées au début de la section.

Pour être classée « PC dénombrée une fois » ou « PC dénombrée plus d'une fois », une PC devait être inscrite sur un questionnaire de recensement (nom, date de naissance et sexe), et il devait y avoir un enregistrement pour elle dans la base de données du recensement. Pour ce faire, ces cas ont été apparés à la base de données du recensement afin de confirmer leur statut de dénombrés. De plus, pour un important échantillon de ces cas, des commis ont révérifié les questionnaires correspondant à l'adresse de dénombrément.

Une personne était classée « PC non dénombrée » lorsque l'on confirmait qu'elle était vivante et au Canada le jour du recensement mais qu'elle ne figurait sur aucun des questionnaires du recensement correspondant aux adresses obtenues lors des opérations de dépistage. Une revue en détail de tous les cas classés « PC non dénombrée » a été effectuée pour s'assurer que toutes les adresses probables avaient été obtenues et recherchées.

Pour les cas de « PC décédée », on a vérifié dans les fichiers administratifs de décès (disponibles à Statistique Canada) afin de s'assurer que le décès avait bien eu lieu avant le 14 mai 1996. Dans certains cas douteux, on a même effectué une recherche à la dernière adresse de résidence obtenue lors du dépistage téléphonique. On n'a pu procéder à une vérification semblable pour les personnes dépistées comme « ayant émigré avant le 14 mai 1996 », car il n'existe pas de registres de l'émigration au Canada. Par contre, on pouvait parfois se servir de la base de données de Revenu Canada pour confirmer les cas d'émigration. La classification de ces dernières personnes dans cette catégorie dépendait de la fiabilité de la source d'information. Enfin, on a effectué une recherche du questionnaire correspondant à la dernière adresse de résidence au Canada pour les personnes classées « PC temporairement à l'étranger » afin de s'assurer qu'elles n'avaient pas été inscrites à cette adresse par d'autres personnes.

Selon les résultats de ces diverses vérifications, certains cas ont été reclassifiés dans une autre catégorie. Le tableau 7.2 donne la répartition finale de l'échantillon selon la catégorie et selon la base. Des 57 016 PC choisies au départ dans l'échantillon, on constate que 2 292 (4,0 % de l'échantillon) n'avaient pas été dénombrées au recensement de 1996 tandis que 49 198 (86,3 %) PC étaient dénombrées. On remarque que 2 292 (4,0 %) PC étaient des non répondants pour l'étude (ceci inclut les PC non identifiées, les PC non dépistées et les PC non classifiées). Les autres 3 234 (5,7 %) personnes qui étaient décédées ou qui ne résidaient plus au Canada (PC émigrées, PC à l'étranger ou PC hors cible) représentaient l'attrition de l'échantillon. Il faut noter que ces chiffres sont des résultats bruts, c'est-à-dire des comptes avant pondération, et ne représentent pas les taux de dénombrément et de sous-dénombrement du recensement.

### 3. Création d'une base de données finale et estimation

Pour obtenir une base de données finale, on a procédé en cinq étapes principales :

- la saisie et le contrôle de certaines données sur le questionnaire de la CVD;
- l'imputation de la non-réponse partielle au questionnaire de la CVD;
- l'incorporation des résultats des recherches sur les adresses et de la classification;
- le traitement pour la non-réponse totale et autres ajustements des coefficients de pondération;
- le calcul des estimations finales du sous-dénombrement et des erreurs types.

Toutes les informations sur les questionnaires de la CVD ont été saisies. Certaines questions correspondaient à des informations demandées sur le questionnaire du recensement. On posait ces questions afin de calculer des estimations du sous-dénombrement pour divers sous-groupes de la population et des ménages. Ces informations constituent l'embryon de la base de données finale.



Puisque les adresses obtenues au moment de la sélection de l'échantillon dataient pour la plupart du recensement de 1991 et n'étaient donc en grande partie plus à jour, on entreprenait un appariement avec des fichiers administratifs afin d'obtenir une mise à jour de l'adresse de la PC et de chacun des membres de son ménage. La mise à jour de l'information sur les autres membres du ménage est l'une des améliorations les plus importantes de la CVD de 1996. L'information supplémentaire obtenue a grandement facilité le dépistage de la PC. Dans les cas où il y avait appariement, le jumelage permettait d'obtenir une adresse qui datait généralement du printemps de l'année 1995.

L'information était envoyée aux bureaux régionaux de Statistique Canada où des intervieweurs tentaient de retracer la PC à son adresse actuelle afin de procéder à une entrevue téléphonique. Lorsqu'il était impossible de joindre la PC elle-même (pour les enfants, un adulte responsable de la PC), une personne du même ménage ou connaissant assez bien la PC pour remplir le questionnaire était interviewée; mais les intervieweurs avaient la consigne de tout mettre en oeuvre afin de parler à la PC. L'intervieweur recueillait des renseignements sur l'adresse exacte de la PC le jour du recensement, avec le nom et les caractéristiques socio-démographiques et économiques des personnes qui habitaient avec la PC à ce moment, ainsi que toutes les autres adresses où elle aurait pu être recensée. L'information recueillie lors du dépistage et de l'interview téléphonique a permis de classer les cas en PC contactées, PC décédées, PC émigrées, PC temporairement à l'étranger ou PC non dépistées.

Dans tous les cas contactés où le dépistage téléphonique avait permis d'obtenir une ou des adresses probables de la PC le jour du recensement, on effectuait une recherche dans les documents du recensement de 1996 complètes à chacune de ces adresses. Les opérations de recherche comportaient trois parties : premièrement, une conversion automatisée de l'adresse en zone de recherche constituée en un ou plusieurs secteurs de dénombrement; deuxièmement, une recherche automatisée des caractéristiques (date de naissance et sexe) de la PC et des membres de son ménage dans la base des données du recensement pour identifier les appariements possibles, ceci dans la zone de recherche créée à l'étape précédente; enfin, une recherche manuelle des questionnaires du recensement identifiés pour vérifier si le nom et l'adresse de la PC y figuraient. Cette stratégie qui consiste à appairer le ménage de la PC, et non seulement la PC, à la base du recensement est l'amélioration la plus significative dans le traitement des données de la CVD de 1996. On déterminait ainsi si la PC aurait dû être dénombrée, était dénombrée et, le cas échéant, était dénombrée à plus d'une adresse.

Dans les cas non contactés, les mêmes opérations de recherche étaient menées en utilisant les adresses obtenues pour préparer le dépistage.

Les cas qui n'avaient pas été trouvés sur un questionnaire du recensement à cette étape du traitement ou ceux qui n'avaient pas été envoyés au dépistage en raison de leur sélection tardive ont fait l'objet d'un suivi effectué dans les bureaux régionaux de Statistique Canada. On tentait de contacter la PC pour rassembler plus d'information sur l'endroit où elle était le jour du recensement et la raison pour laquelle elle n'avait pas été dénombrée au recensement. Si cet essai était fructueux, on recherchait alors la PC dans le questionnaire du recensement correspondant à la nouvelle adresse. Dans 87 % des cas de suivi, une information supplémentaire a été recueillie.

Une nouvelle opération a vu le jour lors de la CVD de 1996. Cette opération, appelée le méga-appariement, permettait de classer des PC comme étant dénombrées à des adresses qui n'avaient pas été recueillies lors du dépistage ou à des adresses imprécises qui ne pouvaient pas être recherchées. Cette opération consistait à appairer le ménage de la PC, en utilisant le jour, le mois et l'année de la date de naissance ainsi que le sexe, avec la base du recensement de 1996 afin d'identifier tous les ménages dans la base ayant deux personnes et plus en commun avec celles du ménage en question. Quelques fois, ceci nous a permis de résoudre une adresse où la PC n'était pas dénombrée mais où les membres de son ménage étaient dénombrés.

Avant de passer à la classification finale, toutes les PC qui n'avaient pas été trouvées dénombrées suite aux recherches faisaient l'objet de recherches additionnelles. On tentait d'obtenir d'autres adresses à l'aide de bottins téléphoniques électroniques ou d'une base de données de Revenu Canada.



Les détenteurs de permis ont été regroupés par province selon le type de permis. De même, la liste des réfugiés a été stratifiée par province. Des échantillons à un degré ont été choisis dans les strates ainsi formées.

Enfin, pour former les strates pour chaque territoire dans la base des fichiers d'assurance-santé, on a utilisé les variables âge, sexe, région (urbaine ou rurale) et, pour les Territoires du Nord-Ouest seulement, le statut autochtone. Des échantillons à un degré ont été tirés dans chaque strate.

Un problème qui se pose avec des bases multiples, c'est que des personnes peuvent être incluses sur plus d'une base. Par exemple, une personne qui est sur la base des immigrants pouvait être au Canada en juin 1991 avec un permis de travail et aurait été dénombrable par le recensement de 1991. Elle serait donc à la fois sur la base des immigrants, et sur celle du recensement si elle était dénombrée ou des personnes non dénombrées si elle était non dénombrée. Il est donc important d'identifier tous les cas potentiels de chevauchement de base, sinon les estimations produites risquent d'être trop élevées puisque les personnes se trouvent à être comptées deux fois. Un autre problème est qu'aucune des bases de sondage couvre les personnes émigrées ou hors pays au recensement de 1991 qui sont revenues durant la période intercensitaire (« Canadiens de retour »). On estime à 116 000 le nombre de ces personnes dont on n'a pas estimé le nombre de non dénombrées.

## 2. Opérations de dépistage et de recherche et vérification de la classification

Le but des diverses opérations de la CVD était de classer chaque personne choisie dans une des catégories suivantes :

- a) dénombrée une fois lors du recensement de 1996;
- b) dénombrée plus d'une fois lors du recensement de 1996;
- c) non dénombrée lors du recensement de 1996;
- d) décédée avant le recensement de 1996;
- e) émigrée avant le recensement de 1996;
- f) temporairement à l'étranger au moment du recensement de 1996;
- g) hors cible, c'est-à-dire, la PC ne devrait pas être incluse dans le recensement de 1996 (par exemple, enfants nés après le 14 mai 1996, détenteurs de permis et réfugiés qui n'étaient plus au Canada), ou bien couverte par plus d'une base;
- h) non identifiée, c'est-à-dire que l'information tel le nom, la date de naissance ou le sexe, était manquante et donc insuffisante pour démarrer ou valider le processus de dépistage;
- i) non dépistée, c'est-à-dire que la PC n'a pas été contactée et interviewée afin d'établir si elle faisait partie de la population cible du recensement et, si oui, quel était son lieu de résidence habituel le jour du recensement;
- j) non classifiée, c'est-à-dire qu'un contact a établi que la PC fait partie de la population cible mais l'information recueillie ne nous permettait pas d'attribuer une classification finale (parce que les adresses recueillies étaient trop vagues).

L'ensemble des opérations nécessaires pour arriver à cette classification se divisait en deux genres d'opérations : le dépistage et la recherche. Le dépistage avait pour but d'obtenir l'adresse et le statut de la PC le jour du recensement de 1996 tandis que la recherche consistait en une vérification des documents du recensement (registres des visites et questionnaires) et de la base de données afin de déterminer si la PC était bien dénombrée.

## 1. Construction des bases de sondage et sélection de l'échantillon

La population cible, qui comprenait toutes les personnes qui auraient dû être dénombrées au recensement de 1996, a été formée à partir de six sources ou bases de sondage. Les cinq premières bases ont été utilisées pour l'estimation du sous-dénombrement dans les dix provinces tandis que les estimations pour les deux territoires étaient calculées grâce aux échantillons de la dernière base seulement. En tout, on a choisi 57 016 personnes réparties parmi les bases. Le tableau 7.1 présente la répartition de l'échantillon selon les bases de sondage.

Tableau 7.1 Bases de sondage, contre-vérification des dossiers de 1996

Base de sondage	Définition	Taille de l'échantillon (personnes)
Recensement	Toutes les personnes dénombrées lors du recensement de 1991.	42 065
Personnes non dénombrées	Toutes les personnes non dénombrées lors du recensement de 1991.	2 341
Naissances	Tous les enfants nés entre le 4 juin 1991 et le 13 mai 1996.	3 390
Immigrants	Tous les immigrants reçus arrivés au Canada entre le 4 juin 1991 et le 13 mai 1996.	2 605
Détenteurs de permis et réfugiés	Tous les titulaires de permis de travail ou de séjour pour étudiants, de permis ministériel (y compris les prolongations) ou les demandeurs du statut de réfugié, qui étaient au Canada le 14 mai 1996.	1 465
Fichiers d'assurance-santé	Toutes les personnes inscrites dans les fichiers d'assurance-santé du Yukon et des Territoires du Nord-Ouest, qui étaient au Canada le 14 mai 1996.	5 150
Total		57 016

L'échantillonage a été effectué indépendamment à l'intérieur de chaque base. Le plan de sondage variait d'une base à l'autre selon la nature de la liste utilisée. Les taux d'échantillonage n'étaient pas uniformes à l'intérieur des bases. On a eu recours à des taux de sondage plus élevés pour les sous-groupes où l'on prévoyait un sous-dénombrement important ou un taux de dépistage plus faible, ceci dans le but de rendre le plan de sondage plus efficace.

Dans la base du recensement, on a remplacé l'échantillonage à deux degrés avec stratification géographique utilisé dans la CVD de 1991 par un échantillonage à un degré avec stratification démographique et une distribution optimale basée sur le taux de sous-dénombrement et de dépistage historique et la taille de la strate. En fait, la population était stratifiée par sa province de résidence, son sexe, son âge et son état matrimonial. Les personnes dénombrées sur des réserves indiennes et dans des logements collectifs formaient des strates séparées. Un échantillon a alors été sélectionné dans chacune des strates ainsi formées afin d'observer le plus de cas de personnes non dénombrées possible. Les fractions de sondage n'étaient pas les mêmes dans chaque strate. Par exemple, lors de la sélection, on a attribué une probabilité d'être choisi plus grande aux hommes âgés de 20 à 29 ans en 1996, car on avait observé lors des CVD précédentes que le sous-dénombrement est toujours plus important dans cette strate.

Pour la base des naissances, on a obtenu une copie des enregistrements de naissances de la Statistique de l'état civil, pour la période intercensitaire. La base a ensuite été stratifiée par province de résidence et année de naissance. On a construit la base des immigrants grâce aux dossiers de l'immigration d'Emploi et Immigration Canada. Cette base a été stratifiée selon l'année d'arrivée au pays. Pour chacune de ces deux bases, on a ensuite utilisé l'échantillonage à un degré.

La base des personnes non dénombrées est une base de sondage conceptuelle puisqu'il n'existe pas de liste de toutes les personnes non dénombrées au recensement de 1991. L'échantillon de cette base est constitué de tous les cas classifiés « non dénombrés » lors de la CVD de 1991. L'échantillon n'est pas stratifié comme tel quoiqu'il y ait une stratification implicite car les cas non dénombrés en 1991 provenaient de bases et de strates différentes dans la CVD de 1991.



## VII. Contre-vérification des dossiers

### A. Introduction

Après chaque recensement depuis 1966, la contre-vérification des dossiers (CVD) a permis d'évaluer le sous-dénombrement au recensement, c'est-à-dire d'estimer le nombre de personnes et de ménages qui n'ont pas été dénombrés lors du recensement. Les résultats de la CVD sont combinés aux autres études pour calculer le sous-dénombrement net. En 1996, pour la première fois, l'étude sur les logements privés, menée en 1991 pour mesurer le surdénombrement, a été intégrée à la contre-vérification des dossiers.

Les principaux objectifs de la contre-vérification des dossiers de 1996 étaient :

- a) d'étudier les effets du sous-dénombrement de la population lors du recensement de 1996 et de procéder à l'estimation du sous-dénombrement dans les provinces et territoires ainsi que pour certains sous-groupes importants de la population;
- b) d'obtenir une indication de l'importance du sous-dénombrement des ménages lors du recensement de 1996;
- c) d'étudier les caractéristiques des personnes et des ménages non recensés en vue de connaître les causes possibles de ces erreurs;
- d) d'obtenir une indication du niveau de surdénombrement des personnes et des ménages dans les logements privés lors du recensement de 1996.

Le sous-dénombrement de la population et des ménages est généralement considéré comme l'une des plus importantes sources d'erreurs affectant les données du recensement. Il introduit un biais négatif dans la mesure où les données publiées par le recensement sous-estiment les vrais totaux de la population et des ménages. Pour ce qui est du surdénombrement, il introduit un biais positif, car les données publiées par le recensement surestiment les vrais totaux de la population et des ménages. Ces deux sources d'erreur peuvent également fausser les répartitions des caractéristiques de la population et des ménages estimées à partir des données du recensement si les personnes surdénombrees et non dénombrées ne possèdent pas les mêmes caractéristiques que les personnes dénombrées.

### B. Méthodologie

La population cible de la CVD de 1996 était la même que celle du recensement de 1996, soit toutes les personnes qui résidaient au Canada le 14 mai 1996 ainsi que les employés du gouvernement canadien et les militaires déployés à l'extérieur du Canada, et les personnes sur des navires marchands battant pavillon canadien. Ainsi, l'échantillon de la CVD se composait de personnes qui auraient dû être dénombrées lors du recensement de 1996 et il a été choisi à partir de sources indépendantes de ce même recensement. Peu après le recensement, un certain nombre d'opérations de dépistage ont été entreprises pour contacter et interviewer les personnes choisies (PC) dans l'échantillon et déterminer leur adresse du jour du recensement, soit le 14 mai 1996. On a ensuite effectué des recherches dans les documents du recensement pour déterminer si ces personnes avaient été dénombrées ou non en 1996, et en plus, si elles avaient été dénombrées plus d'une fois ou par erreur (p. ex. personnes décédées qui ont été dénombrées).

Ces opérations de dépistage et de recherche ont permis de classer chaque PC dans une des catégories suivantes : PC dénombrées une fois; PC dénombrées plus d'une fois; PC non dénombrées; PC décédées; PC hors cible; PC non identifiées; PC par erreur; PC émigrées; PC émigrées et dénombrées par erreur; PC à l'étranger; PC non ciblées; PC non identifiées; PC non dépistées ou PC non classifiées. Ces résultats ont ensuite été pondérés pour refléter la taille de la population.





**Tableau 6.5 Taux de sous-dénombrement des ménages et des personnes et taux de surdénombrement des logements, vérification des logements inoccupés de 1996**

Caractéristiques	Sous-dénombrement			Surdénombrement		
	Ménages <sup>1</sup>		Personnes <sup>2</sup>	Logements <sup>3</sup>		
	Taux (%)	Erreur type (%)		Taux (%)	Erreur type (%)	
<b>Canada</b>	0,42	0,03	0,30	1,09	0,02	0,13
Terre-Neuve	0,30	0,09	0,20	2,26	0,06	0,49
Île-du-Prince-Édouard	0,24	0,07	0,18	2,61	0,05	0,47
Nouvelle-Écosse	0,31	0,07	0,20	0,83	0,04	0,18
Nouveau-Brunswick	0,19	0,07	0,12	0,96	0,05	0,12
Québec	0,34	0,04	0,24	1,20	0,03	0,18
Ontario	0,52	0,06	0,36	0,90	0,04	0,31
Manitoba	0,36	0,06	0,22	1,15	0,04	0,14
Saskatchewan	0,27	0,06	0,16	2,77	0,03	0,67
Alberta	0,41	0,05	0,31	0,81	0,04	0,15
Colombie-Britannique	0,48	0,07	0,36	1,02	0,05	0,20
Yukon	0,98	0,23	0,64	1,92	0,14	0,60
Territoires du Nord-Ouest	0,08	0,04	0,06	0,29	0,03	0,08
<b>Certaines RMR</b>						
Montréal	0,29	0,05	0,18	0,65	0,03	0,12
Toronto	0,45	0,10	0,30	0,36	0,07	0,10
Vancouver	0,46	0,10	0,37	0,70	0,08	0,21

<sup>1</sup> S'obtient en calculant le rapport du nombre de ménages omis (en raison de l'erreur de classification des logements inoccupés) au nombre total de ménages qui auraient dû être dénombrés, c'est-à-dire le nombre de ménages dénombrés plus le sous-dénombrement des ménages calculé à partir de la contre-vérification des dossiers de 1996, l'étude par appariement automatisé de 1996 et l'étude des logements collectifs de 1996.

<sup>2</sup> S'obtient en calculant le rapport du nombre de personnes omises (en raison de l'erreur de classification des logements inoccupés) au nombre total de personnes qui auraient dû être dénombrées, c'est-à-dire le nombre de personnes dénombrées plus le sous-dénombrement des personnes calculé à partir de la contre-vérification des dossiers de 1996 moins le surdénombrement des personnes calculé à partir de la contre-vérification des dossiers de 1996, l'étude par appariement automatisé de 1996 et l'étude des logements collectifs de 1996.

<sup>3</sup> S'obtient en calculant le rapport du nombre de constructions non comprises dans le parc de logements et classifiées incorrectement comme logements inoccupés au nombre total de logements dans le parc de logements, c'est-à-dire le nombre total de logements dénombrés moins le nombre de logements dénombrés ne faisant pas partie du parc de logements.

Tableau 6.4 Estimation du nombre de logements inoccupés hors du parc de logements, vérification des  
logements inoccupés de 1996

Caractéristiques	Nbre de logements classifiés initialement comme inoccupés	Total estimé	Hors du parc de logements		
			Erreur type	Taux (%)	Erreur type (%)
Canada	781 594	118 748	13 990	15,2	1,8
Urban	415 474	54 764	4 862	13,2	1,2
Rural	366 120	63 984	13 081	17,5	3,6
Atlantique	67 671	10 984	1 187	16,2	1,8
Terre-Neuve	23 081	4 243	925	18,4	4,0
Ile-du-Prince-Edouard	3 109	1 268	229	40,8	7,4
Nouvelle-Ecosse	25 842	2 862	621	11,1	2,4
Nouveau-Brunswick	15 639	2 611	339	16,7	2,2
Québec	216 838	34 061	5 169	15,7	2,4
Ontario	262 721	35 583	12 279	13,5	4,7
Prairies	142 773	23 176	2 994	16,2	2,1
Manitoba	32 598	4 829	592	14,8	1,8
Saskatchewan	40 276	10 405	2 532	25,8	6,3
Alberta	69 899	7 943	1 483	11,4	2,1
Colombie-Britannique	90 112	14 667	2 804	16,3	3,1
Territoires	1 479	278	70	18,8	4,7
Yukon	748	222	69	29,7	9,2
Territoires du Nord-Ouest	731	55	15	7,5	2,1
Certaines RMR					
Montréal	70 552	8 767	1 611	12,4	2,3
Toronto	38 210	5 396	1 524	14,1	4,0
Vancouver	29 711	4 889	1 451	16,5	4,9



Tableau 6.3 Nombre de ménages et de personnes ajoutés à la suite de la vérification des logements inoccupés de 1996

Caractéristiques		Nbre de logements classifiés initialement comme inoccupés		Ménages ajoutés		Personnes ajoutées	
				Total		Total	
				Erreur type		Erreur type	
Canada	781 594	46 553	2 813	87 753	5 528	Urban	415 474
							33 256
							2 299
							61 768
							4 116
							3 646
							621
							328
							71
							392
							346
							2 036
							4 503
							1 315
							415
							303
							1 210
							2 006
							47
							44
							17

**Tableau 6.2 Estimation du nombre de logements occupés classifiés par erreur comme inoccupés, vérification des logements inoccupés de 1996**

Caractéristiques	Nbre de logements classifiés initialement comme inoccupés	Logements occupés			Total estimé	Logements occupés	
		Erreur type	Taux (%)	Erreur type (%)		Erreur type	Taux (%)
<b>Canada</b>	781 594	61 287	3 296	7,8	0,4		
Canada	415 474	41 295	2 570	9,9	0,6		
Urbain	366 120	19 992	2 021	5,5	0,6		
Rural	67 671	3 303	488	4,9	0,7		
Atlantique	23 081	1 001	303	4,3	1,3		
Terre-Neuve	3 109	176	40	5,7	1,3		
Ile-du-Prince-Édouard	25 842	1 305	291	5,1	1,1		
Nouvelle-Écosse	15 639	822	246	5,3	1,6		
Nouveau-Brunswick	216 838	13 298	1 502	6,1	0,7		
Québec	262 721	26 611	2 457	10,1	0,9		
Ontario	142 773	9 187	849	6,4	0,6		
Prairies	32 598	1 900	326	5,8	1,0		
Manitoba	40 276	1 757	341	4,4	0,8		
Saskatchewan	90 112	8 714	1 269	9,7	1,4		
Colombie-Britannique	1 479	173	32	11,7	2,2		
Territoires	748	147	30	19,7	4,0		
Yukon	731	26	10	3,6	1,4		
Territoires du Nord-Ouest	70 552	5 093	858	7,2	1,2		
Montréal	38 210	8 259	1 588	21,6	4,2		
Toronto	29 711	3 737	765	12,6	2,6		
Vancouver	329 517	24 987	2 172	7,6	0,7		
Maison individuelle non attenante	62 829	7 593	1 584	12,1	2,5		
Appartement dans un immeuble de cinq étages ou plus	272 067	28 707	2 102	10,6	0,8		
Autre							

faisaient pas partie du parc de logements ayant été classifiés comme inoccupés variait de 7,5 % dans les Territoires du Nord-Ouest à 40,8 % à l'Île-du-Prince-Édouard.

Enfin, le tableau 6.5 montre que le surdénombrement des logements est évalué à 1,09 % de tous les logements. À l'échelle provinciale et territoriale, il varie de 0,29 % dans les Territoires du Nord-Ouest à 2,77 % en Saskatchewan.

**Tableau 6.1 Taille de l'échantillon selon la province et le territoire, vérification des logements inoccupés de 1996**

Province/territoire	Nbre de SD dans l'échantillon	Nbre de logements inoccupés dans l'échantillon
Canada	1 396	21 252
Terre-Neuve	82	1 758
Île-du-Prince-Édouard	48	706
Nouvelle-Écosse	90	1 531
Nouveau-Brunswick	71	937
Québec	250	4 564
Ontario	256	2 766
Manitoba	90	1 545
Saskatchewan	137	2 166
Alberta	133	1 538
Colombie-Britannique	149	2 382
Yukon	47	646
Territoires du Nord-Ouest	43	713



## 1. Logements occupés

Le tableau 6.2 montre que 7,8 % des logements classés comme inoccupés lors du recensement étaient en fait occupés. Il s'agit aussi de logements occupés par des résidents étrangers ou temporaires uniquement ainsi que de logements pour lesquels au moins une personne avait été dénombrée ailleurs au Canada. Ce pourcentage constitue une baisse par rapport à celui enregistré en 1991 (10,1 %). La classification erronée de logements est plus fréquente dans les régions urbaines (9,9 %) que dans les régions rurales (5,5 %).

À l'échelle des provinces, le territoire du Yukon montre le taux d'erreur de classification le plus élevé (19,7 %). Il était suivi de l'Ontario (10,1 %), de la Colombie-Britannique (9,7 %) et de l'Alberta (7,9 %). Les taux des autres provinces étaient assez comparables, allant de 4,3 % à Terre-Neuve à 6,1 % au Québec.

Dans les trois plus grandes RMR, le taux de classification erronée de logements à Toronto (21,6 %) était beaucoup plus élevé qu'à Montréal (7,2 %) ou Vancouver (12,6 %).

Quant aux types de logement classifiés au recensement, le taux d'erreur de classification le plus bas touche les maisons individuelles non attenantes (7,6 %) et le taux le plus élevé touche les appartements dans un immeuble de cinq étages ou plus (12,1 %). Le taux d'erreur de classification est de 10,6 % dans la catégorie « autre », qui comprend les maisons jumelées, les maisons en rangée, les duplex, les appartements dans un immeuble de moins de cinq étages, les habitations mobiles et les autres logements mobiles.

Étant donné ces erreurs de classification, un certain nombre de ménages et de personnes n'ont pas été dénombrés au recensement de 1996. Toutefois, quelques-uns des 61 287 logements classifiés à tort comme inoccupés avaient en fait aussi été correctement dénombrés par le recenseur comme logements occupés (ils étaient inscrits deux fois dans le RV) et d'autres étaient occupés par des résidents étrangers ou temporaires qui ne devaient pas être inclus (à raison) dans les chiffres du recensement. Par conséquent, on a estimé que le nombre réel de ménages non dénombrés était de 46 553 et ce nombre de ménages a été ajouté aux chiffres du recensement par le biais de l'étude de la vérification des logements inoccupés. Le tableau 6.3 montre les nombres réels de ménages et de personnes ajoutés aux chiffres du recensement. Le tableau 6.5 montre que le sous-dénombrement des ménages, attribuable à l'erreur de classification, était de 0,42 %, ce qui correspond à ces 46 553 ménages. Le sous-dénombrement des personnes était de 0,30 %, soit 87 753 personnes.

## 2. Logements hors du parc de logements

Le dénombrement de logements inoccupés ne faisant pas partie de l'univers des logements entraîne le surdénombrement des logements. Les logements utilisés à des fins commerciales ou qui ne sont pas habitables durant toute l'année ou qui sont comptés deux fois (c.-à-d. qui sont inscrits à la fois comme occupés et comme inoccupés dans le RV) sont considérés comme ne faisant pas partie de l'univers des logements.

Pour être considérée comme propre à l'habitation durant toute l'année, un logement doit offrir un abri contre les intempéries, avoir accès à une source d'eau potable et être doté d'une source de chauffage. Il est parfois difficile de déterminer si un logement est habitable, par exemple, dans le cas de chalets, de logements en construction presque terminée ou de logements détériorés. Cette considération peut ainsi avoir une certaine part de subjectivité, de sorte que divers recenseurs peuvent classer différemment un même logement. Pour cette raison, les estimations des logements inoccupés pour lesquels on a déterminé lors de la vérification des logements inoccupés qu'ils ne faisaient pas partie du parc de logements, estimations présentées dans le tableau 6.4, devraient être utilisées avec prudence.

Dans l'ensemble, les logements ne faisant pas partie du parc de logements représentent 15,2 % de tous les logements classifiés comme inoccupés lors du recensement. Le problème est légèrement plus marqué dans les régions rurales (17,5 %) que dans les régions urbaines (13,2 %). À l'échelle des provinces, le taux de logements qui ne

Une fois la saisie des données terminée, les questionnaires ont fait l'objet d'un ensemble complet de contrôles de cohérence. On a examiné individuellement les questionnaires rejetés au contrôle afin de résoudre les incohérences.

Dans le cas de chaque logement pour lequel on déterminait qu'il avait été occupé le jour du recensement, on vérifiait le Registre des visites (RV). Si le logement était inscrit à la fois comme logement inoccupé et comme logement occupé, on présumait que la classification « occupé » était la bonne, c'est-à-dire que le logement et ses occupants avaient été dénombrés le jour du recensement. Le logement était classé dans la catégorie « hors du parc de logements » parce qu'il n'aurait pas dû être inscrit comme logement inoccupé.

Les autres questionnaires remplis pour chaque SD étaient ensuite vérifiés par rapport aux inscriptions de logements inoccupés dans le RV. Les logements pour lesquels on avait reçu un questionnaire de la vérification des logements inoccupés, mais qui n'étaient pas inscrits dans le RV, étaient supprimés du champ de l'enquête. Par ailleurs, on considérait comme des cas de non-réponse les logements inscrits dans le RV pour lesquels on n'avait pas reçu de questionnaire de la vérification des logements inoccupés.

#### 4. Non-réponse, imputation et pondération

La non-réponse totale (c.-à-d. aucun renseignement obtenu sur un logement donné) a été traitée par ajustement des coefficients de pondération au sein de plusieurs régions infraprovinciales, soit les trois plus grandes RMR (Montréal, Toronto et Vancouver), ainsi que les autres parties urbaines et rurales de chaque province et territoire. Pour régler les cas de non-réponse partielle sur l'occupation/inoccupation, le nombre de résidents habituels et le type de logement, on a eu recours à l'imputation. On a imputé en premier lieu l'occupation/inoccupation, dont on s'est servi ensuite pour imputer les autres variables.

Les coefficients de pondération ont ensuite été ajustés de sorte que leur somme égale le nombre connu de logements inoccupés repérés lors du recensement dans chacune des régions infraprovinciales. La dernière étape du traitement de la vérification des logements inoccupés consistait à redresser les bases de données du recensement. Pour ce faire, on a d'abord préparé un profil à l'échelle nationale des logements incorrectement classifiés pour les régions urbaines et rurales, en se servant du type de logement et du nombre de personnes omises en raison de l'erreur de classification. Ces profils nationaux ont ensuite servi au calcul d'estimations du nombre de logements classifiés incorrectement selon le nombre de personnes dans le logement, le type de logement et les régions rurales ou urbaines à l'échelle des provinces et des territoires. En se fondant sur ces estimations, on a sélectionné au hasard des logements dénombrés présentant les mêmes caractéristiques (nombre de personnes, type de logement privé) et augmenté d'une unité leur coefficient de pondération dans le recensement. Pour chaque ménage choisi, le coefficient de pondération d'un logement inoccupé dans le même SD a été réduit à zéro de sorte que le nombre total de logements n'augmente pas.

### C. Résultats

Les principaux résultats sont présentés dans les tableaux 6.2, 6.3, 6.4 et 6.5. Le tableau 6.2 fournit le nombre estimé et le taux de logements dénombrés comme inoccupés qui de fait étaient occupés, selon qu'ils sont situés dans une région urbaine ou rurale, selon la région, la province et le type de logement. Le tableau 6.3 donne le nombre de ménages et de personnes ajoutés aux chiffres du recensement de 1996 à cause de ces erreurs de classification. Le tableau 6.4 présente le nombre de logements inoccupés hors du parc de logements selon les mêmes répartitions que celles du tableau 6.2. Le tableau 6.5 présente les taux de sous-dénombrement des ménages et des personnes, ainsi que les taux de surdénombrement des logements.



Edouard, un échantillon aléatoire simple de 48 SD a été tiré. Pour sélectionner l'échantillon de SD urbains dans toutes les autres provinces, on a stratifié les SD selon la AR/RMR au sein de chaque province, c'est-à-dire que chaque AR/RMR constituait une strate, et un échantillon aléatoire simple du nombre requis de SD a été tiré dans chacune des strates. On a ainsi obtenu 725 SD urbains en tout dans l'échantillon.

## Echantillon rural

La sélection de l'échantillon rural s'est faite à l'aide d'un échantillonnage à deux degrés. Les coûts de l'intervieweur sur le terrain, particulièrement les frais de déplacement, peuvent augmenter considérablement en dehors des régions urbaines. À partir des données de 1986 et de 1991, on estime que cinq SD regroupés constituent une tâche d'ampleur raisonnable pour un intervieweur affecté à la vérification des logements inoccupés. Afin de regrouper cinq SD assez près les uns des autres de manière à former une unité relativement compacte, on a effectué l'échantillonnage à deux degrés. Dans un premier temps, le nombre alloué de DCR ont été sélectionnés de façon aléatoire dans chaque province. Dans un deuxième temps, cinq SD ont été choisis de façon aléatoire dans chaque DCR choisi. Cette méthode d'échantillonnage a permis d'obtenir 671 SD dans l'échantillon rural.

L'échantillon de la vérification des logements inoccupés comprenait tous les logements inoccupés dans les SD échantillonnés. En tout, 21 252 logements ont été sélectionnés pour faire partie de l'échantillon de la vérification des logements inoccupés. Le tableau 6.1 montre la répartition de l'échantillon selon la province et le territoire.

On a mené un essai sur le contrôle centralisé lors du recensement de 1996. Il a eu lieu dans l'Est de l'Ontario, et les SD de la vérification des logements inoccupés faisant partie de ce test ont nécessité un dépouillement au bureau central légèrement différent de celui du reste de l'échantillon de la vérification des logements inoccupés. L'échantillon en Ontario en 1996 est un peu plus grand que l'échantillon de 1991 afin de prendre en considération les SD du contrôle centralisé. Afin de garder la taille de l'échantillon à environ 1 400 SD, la taille de l'échantillon au Québec est un peu plus petite qu'en 1991.

## 2. Interviews sur le terrain

Chaque logement dans un SD échantillonné classé comme inoccupé a été vérifié de nouveau à la fin juin ou au début juillet 1996, en vue de déterminer s'il était réellement inoccupé le jour du recensement.

On a laissé chaque bureau régional choisir quel était le moment propice pour mener cette opération après le recensement. Dans l'Est de l'Ontario, où le contrôle centralisé était testé, la vérification des logements inoccupés n'a pu être terminée avant la fin d'août (régions rurales) ou le début de septembre (régions urbaines). Pour déterminer l'occupation/inoccupation, on demandait aux intervieweurs de communiquer avec les occupants actuels ou avec un voisin, le propriétaire ou une autre personne connaissant le logement en question. Pour chaque logement, l'intervieweur pouvait faire jusqu'à trois tentatives de contacts. S'il constatait que le logement avait été occupé le jour du recensement, il obtenait également les noms et numéros de téléphone des occupants du logement à ce moment.

## 3. Dépouillement, codage et contrôle

Une fois les interviews sur le terrain terminées, tous les questionnaires ont été envoyés à Ottawa en vue de leur dépouillement. Une fois rendus au bureau central, les questionnaires ont fait l'objet d'un dépouillement préliminaire, puis on en a ensuite fait l'introduction sur clavier.

D'abord, les questionnaires ne faisant pas partie de l'échantillon étaient éliminés, et lorsque plus d'un questionnaire provenait d'une même adresse on obtenait le questionnaire approprié pour chaque logement. On faisait ensuite des contrôles préliminaires et le pré-traitement général des questionnaires avant de les envoyer aux opérations de saisie de données.



## VI. Vérification des logements inoccupés

### A. Introduction

La classification erronée de logements constitue l'une des sources possibles d'erreurs dans le recensement. Si l'on inclut à tort les logements marginaux ou les logements en construction dans la classification des logements inoccupés, on crée un surdénombrement du parc immobilier, tandis que si l'on classe à tort des logements occupés comme étant inoccupés, on crée un sous-dénombrement à la fois des ménages et des personnes. La vérification des logements inoccupés vise à étudier ces deux types d'erreurs de classification.

Les renseignements recueillis à l'aide de la vérification des logements inoccupés servent :

- à évaluer le nombre de logements inoccupés étant exclus de l'univers des logements;
- à évaluer le nombre de logements occupés qui ont été classifiés à tort comme étant inoccupés pendant le recensement;
- à évaluer le nombre de ménages et de personnes omis en raison de cette erreur de classification;
- à ajuster les données du recensement sur les ménages et les personnes afin de corriger cette erreur de classification.

### B. Méthodologie

#### 1. Stratification et sélection de l'échantillon

La population visée par la vérification des logements inoccupés comprend l'ensemble des logements inoccupés repérés au recensement du 14 mai 1996, sauf les logements inoccupés dans les secteurs de dénombrement collectifs (SD), dans les SD dénombrés par interview et dans les réserves indiennes. Ces derniers ont été exclus de la base de sondage, principalement en raison de considérations d'ordre opérationnel et pécuniaire.

On a établi la taille de l'échantillon visé par la vérification des logements inoccupés de 1996 à 1 396 SD répartis dans l'ensemble du Canada. La base de sondage comprenait tous les SD de retour par la poste, sauf les réserves indiennes.

La sélection préliminaire de l'échantillon a eu lieu pour choisir des SD qui avaient uniquement fait l'objet de la méthode de collecte de retour par la poste et qui n'étaient pas liés à des réserves indiennes, des établissements indiens ou d'autres types de subdivisions de recensement (SDR) indiennes. Les SD étaient ensuite répartis entre la base de sondage des SD urbains et des SD ruraux. Pour être inclus dans la base de sondage des SD urbains, un SD devait d'abord faire partie d'une agglomération de recensement (AR) ou d'une région métropolitaine de recensement (RMR) comprenant 40 000 logements occupés ou plus. Si plus de 50 % des SD situés dans un district de commissaire au recensement (DCR) au sein d'une AR/RMR étaient classés comme urbains, alors la totalité des SD dans le DCR étaient classés dans la base de sondage des SD urbains. Autrement, tous les SD dans le DCR étaient considérés comme ruraux. Tous les SD ne faisant pas partie de la base de sondage des SD urbains étaient inclus dans la base de sondage des SD ruraux. L'échantillon visé par la vérification des logements inoccupés a alors été constitué à partir de ces deux bases.

#### Echantillon urbain

L'échantillon urbain comportait trois composantes distinctes. Dans le Yukon et les Territoires du Nord-Ouest, tous les SD dans la base de sondage ont été sélectionnés pour la vérification des logements inoccupés. Pour l'Île-du-Prince-

Les données obtenues à l'aide de ces quatre études ont été utilisées comme suit :

- Les estimations obtenues à l'aide de la vérification des logements inoccupés ont été incluses dans les chiffres définitifs du recensement pour tenir compte de cette source précise du sous-dénombrement.
- Les estimations obtenues dans le cadre de la contre-vérification des dossiers, de l'étude par appariement automatisé et de l'étude sur les logements collectifs ont été seulement incluses dans la population de base pour le Programme d'estimations de la population de Statistique Canada.
- Les renseignements sur les causes et les caractéristiques des erreurs de couverture qui permettent de repérer les régions ou les sous-groupes de population affichant des taux particulièrement élevés d'erreur de couverture servent à la planification du prochain recensement.
- Les renseignements supplémentaires recueillis par les études ont servi à l'évaluation de la qualité de certaines questions du recensement. Ainsi par exemple, la contre-vérification des dossiers permet de coupler les réponses d'une personne à deux recensements successifs de sorte qu'il est possible de calculer l'erreur de réponse à certaines questions comme celles portant sur la date de naissance, le sexe et la langue maternelle.
- Enfin, les résultats servent à informer les utilisateurs sur la nature et l'ampleur des erreurs de couverture du recensement de sorte qu'ils puissent tirer des conclusions à partir des données du recensement ou prendre des décisions fondées sur celles-ci en toute connaissance de cause.

La méthodologie et les résultats de chacune des études de mesure de la couverture sont présentés dans les chapitres suivants.

## B. Améliorations

Les changements suivants ont été apportés aux études de la couverture de 1991 afin d'obtenir une mesure plus exacte de l'erreur de couverture à partir des études de 1996.

- On a supprimé l'étude sur les résidents temporaires, qui portait sur le sous-dénombrement découlant de l'omission de personnes absentes de leur lieu habituel de résidence le jour du recensement. En effet, on s'inquiétait de la qualité des données recueillies par cette étude, et on a déterminé que la contre-vérification des dossiers permettait d'obtenir des estimations de cette catégorie de sous-dénombrement de qualité suffisante.
- On ne mesure plus le sous-dénombrement dans les réserves indiennes partiellement dénombrées parce qu'il devient de plus en plus difficile de prélever un échantillon représentatif pour la contre-vérification des dossiers.
- Deux changements apportés se sont traduits par une mesure plus exhaustive du surdénombrement. Premièrement, l'étude sur les logements privés a été intégrée à la contre-vérification des dossiers de sorte que chaque personne choisie a été classée comme dénombrée une fois, dénombrée plus d'une fois, oubliée ou impossible à dénombrer. De plus, grâce à ce changement, nous avons pu recueillir plus d'adresses où un surdénombrement pouvait s'être produit. Deuxièmement, l'étude par appariement automatisé a été élargie considérablement. En effet, alors que l'étude de 1991 consistait à mesurer le surdénombrement à l'intérieur des secteurs de dénombrement, l'étude de 1996 visait à le mesurer dans de vastes régions (Atlantique, Québec, Ontario, reste du Canada).

- La contre-vérification des dossiers a été améliorée notamment par un plan de sondage à un degré plus efficace, un suivi plus étendu des personnes qui auraient pu être oubliées ainsi qu'un remaniement des opérations de traitement.



## V. Programme de mesure de l'erreur de couverture

### A. Portée et objectifs

Le Programme de mesure de l'erreur de couverture porte principalement sur l'univers de la population, l'univers des logements et l'univers des ménages. Il permet de mesurer les composantes suivantes de l'erreur de couverture :

- le sous-dénombrement et le surdénombrement de la population;
- le sous-dénombrement et le surdénombrement des ménages;
- les erreurs de classement relatives aux logements privés inoccupés.

Le Programme de mesure de l'erreur de couverture de 1996 comportait quatre études :

- la vérification des logements inoccupés;
- la contre-vérification des dossiers;
- l'étude par appartement automatisé;
- l'étude sur les logements collectifs.

La vérification des logements inoccupés (VLI) a permis de produire des estimations du sous-dénombrement découlant du classement erroné de logements dans la catégorie des logements inoccupés. La contre-vérification des dossiers (CVD) visait à estimer le sous-dénombrement total provenant de toutes les sources, y compris le sous-dénombrement mesuré par la VLI. Par ailleurs, la CVD, l'étude par appartement automatisé (EAA) et l'étude sur les logements collectifs (ELC) ont permis de mesurer le surdénombrement. L'EAA consistait à repérer les personnes dénombrées plus d'une fois dans une même région (Atlantique, Québec, Ontario, reste du Canada) alors que l'ELC visait à estimer le surdénombrement découlant du fait que des personnes dénombrées comme résidents habituels dans un logement collectif étaient également dénombrées dans un logement privé. Bien que la CVD ait été conçue pour évaluer le surdénombrement provenant de toutes les sources, seul le surdénombrement non mesuré par l'EAA ni par l'ELC a été pris en considération pour produire les estimations de l'erreur de couverture.

Programme de mesure de l'erreur de couverture de 1996			
Étude	Taille de l'échantillon	Objectif	
Vérification des logements inoccupés	1 396 secteurs de dénombrement	Permet de mesurer le sous-dénombrement découlant des erreurs de classification de logements comme logements vacants.	
Contre-vérification des dossiers	57 016 personnes	Permet de mesurer le sous-dénombrement provenant de toutes les sources et le surdénombrement non mesuré par l'étude par appartement automatisé ni par l'étude sur les logements collectifs.	
Étude par appartement automatisé	7 688 paires de ménages	Permet de mesurer le surdénombrement découlant du fait que des personnes ont été dénombrées dans deux ménages résidant dans la même région.	
Étude sur les logements collectifs	12 561 personnes	Permet de mesurer le surdénombrement imputable au fait que des personnes ont été dénombrées dans un logement collectif et dans un logement privé.	





Tableau 4.2 Sous-dénombrement net estimé des ménages au recensement de 1996 – fin

Caractéristiques		Taux de sous-dénombrement net des ménages		
		Nombre net de ménages oubliés	Taux estimé (%)	Erreur type (%)
Type de logement privé		242 647	14 375	2,19
Maison individuelle non attenante		95 568	8 765	1,54
Maison jumelée		6 097	2 013	1,20
Maison en rangée		9 613	3 102	1,75
Appartement dans un immeuble de moins de cinq étages		53 782	7 487	2,58
Appartement dans un immeuble de cinq étages ou plus		22 396	4 870	2,24
Maison mobile		13 550	2 588	7,79
Autre maison individuelle attenante		966	879	2,38
Duplex		40 675	5 421	8,26

Tableau 4.2 Sous-dénombrement net estimé des ménages au recensement de 1996

Caractéristiques		Nombre net de ménages oubliés	Taux de sous-dénombrement net des ménages
		Nombre estimé	Taux estimé (%)
		Erreur type	Erreur type (%)
<b>Canada</b>			
	Terre-Neuve	2 210	1,18
	Ile-du-Prince-Édouard	541	1,12
	Nouvelle-Écosse	8 107	2,31
	Nouveau-Brunswick	5 115	1,85
	Québec	56 448	1,96
	Ontario	92 442	2,30
	Manitoba	3 421	0,81
	Saskatchewan	5 450	1,44
	Alberta	18 065	1,81
	Colombie-Britannique	49 543	3,36
	Yukon	394	3,32
	Territoires du Nord-Ouest	910	4,61
	Nunavut	213	3,31
	Territoires du Nord-Ouest – ouest	696	5,23
<b>Régions urbaines et rurales</b>			
	Régions urbaines (selon la taille de la population)	194 704	2,21
	500 000 et plus	68 209	2,87
	100 000 à 499 999	54 834	2,45
	30 000 à 99 999	33 417	1,66
	10 000 à 29 999	23 893	2,05
	Moins de 10 000	14 351	1,43
<b>Toutes les RMR</b>			
	Noyau urbain	152 299	2,39
	Banlieue urbaine	1 935	1,34
	Banlieue rurale	7 714	1,96
<b>Régions autres que les RMR</b>			
	Certains RMR	24 764	1,81
	Montréal	51 556	3,35
	Toronto	26 840	3,73
	Vancouver	7 161	1,83
	Ottawa	51 627	1,78
	Toutes les autres	7 274	0,25
<b>Canada</b>			
	242 647	14 375	2,19



Tableau 4.1 Sous-dénombrement net estimé de la population au recensement de 1996 – fin

Caractéristiques	Nombre net de personnes oubliées		Taux de sous-dénombrement net de la population	
	Nombre estimé	Erreur type	Taux estimé (%)	Erreur type (%)
Union libre et sexe (personnes vivant en union libre)	60 234	7 042	3,19	0,36
Les deux sexes				
Sexe masculin	37 249	4 893	3,91	0,49
Sexe féminin	22 983	5 007	2,45	0,52
Langue maternelle	723 486	29 674	2,45	0,10
Anglais	382 064	20 687	2,18	0,12
Français	112 196	13 366	1,67	0,20
Autre que l'anglais ou le français	228 049	15 723	5,17	0,34
Anglais et français	- 619	2 070	- 0,27	0,91
Anglais et autre	3 743	2 423	0,64	0,41
Français et autre	- 1 861	922	- 2,08	1,05
Anglais, français et autre	- 83	3	- 0,18	0,01

Tableau 4.1 Sous-dénombrement net estimé de la population au recensement de 1996 – suite

Caractéristiques		Nombre net de personnes oubliées		Taux de sous-dénombrement net de la population	
		Nombre estimé	Erreur type	Taux estimé (%)	Erreur type (%)
<b>Sexe féminin</b>					
15 ans et plus	256 059	20 954	1,71	0,14	0,19
Moins de 15 ans	70 594	11 853	1,12	0,12	0,52
Jamais mariée	22 708	5 074	2,40	0,50	0,22
Veuve	22 655	6 276	1,83	0,24	0,24
Divorcée	34 766	7 097	1,19	0,35	0,28
15 ans et plus	105 337	12 655	3,00	0,10	0,16
<b>Les deux sexes</b>					
15 ans et plus	723 486	29 674	2,45	0,12	0,17
Moins de 15 ans	228 511	17 737	1,59	0,57	0,49
Jamais marié(e)	65 480	7 493	5,29	0,17	0,28
Divorcé(e)	31 594	7 265	2,17	0,14	0,11
Veuf(ve)	397 904	21 398	3,18	1,11	1,35
15 ans et plus	333 075	19 144	5,10	0,25	0,35
<b>Sexe masculin</b>					
15 ans et plus	467 428	21 394	3,19	0,17	0,22
Moins de 15 ans	137 760	12 752	1,92	0,25	0,35
Jamais marié	46 811	6 438	8,89	0,14	0,17
Divorcé	8 712	3 492	3,49	1,11	1,35
15 ans et plus	244 111	13 600	6,73	0,25	0,35
<b>Sexe féminin</b>					
15 ans et plus	256 059	20 954	1,71	0,14	0,17
Moins de 15 ans	90 751	12 226	1,26	0,58	0,51
Jamais mariée	18 667	4 236	2,63	0,25	0,24
Veuve	22 882	6 276	1,90	0,51	0,25
Divorcée	34 794	7 096	1,20	0,24	0,42
15 ans et plus	88 964	12 588	3,07	0,10	0,16

Tableau 4.1 Sous-dénombrement net estimé de la population au recensement de 1996 – suite

Caractéristiques		Nombre net de personnes oubliées			Taux de sous-dénombrement net de la population		
		Nombre estimé			Taux estimé (%)		
		Erreur type			Erreur type (%)		
<b>Sexe masculin</b>		467 428			3,19		
0 à 4 ans		20 419			2,04		
5 à 14 ans		9 586			0,47		
15 à 19 ans		26 318			0,47		
20 à 24 ans		73 234			0,63		
25 à 34 ans		169 787			0,39		
35 à 44 ans		88 617			0,40		
45 à 54 ans		33 139			0,28		
55 à 64 ans		26 577			0,55		
65 ans et plus		19 752			0,46		
<b>Sexe féminin</b>		256 059			1,71		
0 à 4 ans		24 433			2,55		
5 à 14 ans		10 312			0,53		
15 à 19 ans		18 626			1,91		
20 à 24 ans		38 364			3,90		
25 à 34 ans		74 600			3,18		
35 à 44 ans		31 065			1,25		
45 à 54 ans		20 215			1,07		
55 à 64 ans		16 797			1,31		
65 ans et plus		21 645			1,05		
<b>État matrimonial légal et sexe</b>		723 486			2,45		
Les deux sexes		29 674			1,38		
Marié(e) ou séparé(e)		174 236			1,13		
Divorcé(e)		76 234			0,44		
Veuf(ve)		31 264			0,47		
Jamais marié(e)		441 753			0,15		
Moins de 15 ans		64 800			0,16		
15 ans et plus		376 953			0,23		
<b>Sexe masculin</b>		467 428			3,19		
Marié ou séparé		103 643			0,20		
Divorcé		53 526			0,78		
Veuf		8 609			1,25		
Jamais marié		301 649			0,20		
Moins de 15 ans		30 034			0,25		
15 ans et plus		271 616			0,30		



Tableau 4.1 Sous-dénombrement net estimé de la population au recensement de 1996 – suite

Caractéristiques				Nombre net de personnes oubliées		Taux de sous-dénombrement net de la population	
				Nombre estimé	Erreur type	Taux estimé (%)	Erreur type (%)
Régions urbaines et rurales				723 486	29 674	2,45	0,10
Régions urbaines (selon la taille de la population)				572 128	26 701	2,48	0,11
500 000 et plus				194 219	16 933	3,21	0,27
100 000 à 499 999				167 669	14 450	2,80	0,23
30 000 à 99 999				106 342	11 805	2,03	0,22
10 000 à 29 999				63 339	8 714	2,05	0,28
Moins de 10 000				40 557	7 672	1,53	0,29
Régions rurales				151 358	12 596	2,32	0,19
Toutes les RMR				474 900	24 609	2,59	0,13
Noyau urbain				447 556	24 205	2,67	0,14
Banlieue urbaine				5 181	2 574	1,26	0,62
Banlieue rurale				22 163	5 299	1,88	0,44
Régions autres que les RMR				248 585	16 597	2,21	0,14
Certaines RMR				59 779	9 833	1,77	0,29
Montréal				149 810	17 828	3,39	0,39
Toronto				75 016	7 427	3,93	0,37
Vancouver				19 472	4 989	1,89	0,48
Ottawa				170 822	14 914	2,25	0,19
Toutes les autres							
Âge et sexe							
Les deux sexes				723 486	29 674	2,45	0,10
0 à 4 ans				44 849	7 552	2,29	0,38
5 à 14 ans				19 898	6 232	0,50	0,15
15 à 19 ans				44 943	9 907	2,24	0,48
20 à 24 ans				111 598	9 174	5,55	0,43
25 à 34 ans				244 389	15 363	5,15	0,31
35 à 44 ans				119 684	12 696	2,40	0,25
45 à 54 ans				53 354	9 255	1,42	0,24
55 à 64 ans				43 372	8 662	1,71	0,34
65 ans et plus				41 398	9 842	1,16	0,27

*Les ménages habitant dans des duplex ou des habitations mobiles affichent le taux de sous-dénombrement net le plus élevé.*

Les taux de sous-dénombrement net des ménages vivant dans des maisons individuelles non attenantes et des maisons jumelées s'écartent du taux national. Toutes les catégories autres que la catégorie « autres maisons individuelles attenantes » affichent des taux de sous-dénombrement beaucoup plus faibles que les taux correspondant aux ménages habitant des maisons mobiles ou des duplex. Même si leur taux de sous-dénombrement net est inférieur à la moyenne, les ménages occupant des maisons individuelles non attenantes représentent 36 % de l'ensemble des cas de sous-dénombrement.

**Tableau 4.1 Sous-dénombrement net estimé de la population au recensement de 1996**

Caractéristiques	Nombre net de personnes oubliées		Taux de sous-dénombrement net de la population	
	Nombre estimé	Erreur type	Taux estimé (%)	Erreur type (%)
<b>Canada</b>	<b>723 486</b>	<b>29 674</b>	<b>2,45</b>	<b>0,10</b>
Terre-Neuve	9 424	1 759	1,68	0,31
Ile-du-Prince-Édouard	1 149	437	0,85	0,32
Nouvelle-Écosse	20 821	2 580	2,24	0,27
Nouveau-Brunswick	14 225	2 354	1,89	0,31
Québec	116 750	14 963	1,61	0,20
Ontario	301 368	21 265	2,73	0,19
Manitoba	18 881	3 875	1,67	0,34
Saskatchewan	28 051	3 521	2,75	0,34
Alberta	66 327	7 555	2,40	0,27
Colombie-Britannique	142 443	9 967	3,68	0,25
Yukon	1 022	167	3,22	0,51
Territoires du Nord-Ouest	3 024	357	4,48	0,51
Nunavut	841	180	3,29	0,68
Territoires du Nord-Ouest – ouest	2 184	309	5,22	0,70

*Le sous-dénombrement net est plus élevé chez les personnes jamais mariées de 15 ans et plus et les personnes divorcées.*

La différence globale de 1,48 point de pourcentage entre le taux des hommes et celui des femmes s'explique en grande partie par les taux des personnes jamais mariées de 15 ans et plus et des personnes divorcées. En effet, le taux de sous-dénombrement net des hommes jamais mariés de 15 ans et plus atteint 6,40 % comparativement à 3,00 % pour les femmes du même groupe. Dans le cas des hommes divorcés, le taux s'établit à 6,88 % contre 2,40 % pour les femmes divorcées. Lorsqu'on utilise la variable état matrimonial historique, qui, contrairement à la variable état matrimonial actuel, inclut les couples en union libre dans la catégorie des couples mariés, on observe les taux de sous-dénombrement net les plus importants chez les personnes divorcées (5,29 %) et chez les personnes jamais mariées de 15 ans et plus (5,10 %).

*Le sous-dénombrement net des personnes vivant en union libre dépasse légèrement celui de l'ensemble de la population.*

Le taux de sous-dénombrement net des hommes vivant en union libre se fixe à 3,91 % comparativement à 3,19 % pour l'ensemble des hommes. Dans le cas des femmes vivant en union libre, le taux de sous-dénombrement net atteint 2,45 % contre 1,71 % pour l'ensemble des femmes.

*Les personnes dont la langue maternelle est « autre que le français ou l'anglais » affichent le taux de sous-dénombrement le plus élevé.*

On observe des différences entre le taux de sous-dénombrement net des personnes ayant indiqué l'anglais comme langue maternelle (2,18 %) et celui des personnes ayant indiqué le français (1,67 %). Toutefois, le taux augmente considérablement dans le cas de personnes ayant indiqué une langue non officielle comme langue maternelle (5,17 %).

## B. Sous-dénombrement net des ménages

*Le sous-dénombrement net des ménages augmente d'est en ouest.*

La Colombie-Britannique affiche le taux de sous-dénombrement net des ménages le plus élevé (3,36 %) des dix provinces, suivi de la Nouvelle-Écosse (2,31 %) quoique le taux de cette dernière s'écarte peu du taux national. Le Manitoba présente le taux de sous-dénombrement net estimé le plus faible à 0,81 %. Dans l'ensemble, le taux de sous-dénombrement net le plus élevé est enregistré dans les territoires.

*Le sous-dénombrement net des ménages s'accroît avec la population.*

Les taux de sous-dénombrement net des ménages ne diffèrent pas beaucoup selon qu'il s'agit de régions urbaines ou rurales. De plus, ils varient peu selon la taille de la région urbaine, sauf pour la catégorie des régions urbaines comptant moins de 10 000 habitants qui affichent un sous-dénombrement net plus faible. (Il est à noter que les réserves indiennes partiellement dénombrées sont exclues des estimations.)

*Le sous-dénombrement net des ménages est plus élevé dans les RMR que dans les autres régions.*

Le taux de sous-dénombrement net des noyaux urbains des RMR dépasse celui des banlieues urbaines quoique la différence soit peu marquée. Vancouver et Toronto affichent les taux les plus élevés parmi les RMR : 3,73 % et 3,35 % respectivement.



## IV. Sous-dénombrement net au recensement de 1996

Au recensement de 1996, le taux de sous-dénombrement net de la population a atteint 2,45 %. Cela signifie que selon les résultats nets 2,45 % des personnes (723 486 personnes) qui auraient dû être dénombrées au recensement ont été oubliées. Le taux de sous-dénombrement de la population de 3,18 % a été contrebalancé par le taux de surdénombrement de 0,74 %. Ce dernier taux correspond au pourcentage de personnes dénombrées par erreur au recensement alors que le premier indique que 3,18 % de la population visée du recensement n'a pas été dénombrée. Le taux de sous-dénombrement net des ménages au recensement de 1996 s'est établi à 2,19 % (242 647 ménages), le taux de sous-dénombrement de 2,49 % ayant été compensé par un taux de surdénombrement de 0,30 %.

Dans ce chapitre, nous présentons des estimations du sous-dénombrement net selon diverses caractéristiques du recensement. Les tableaux montrent le sous-dénombrement net estimé et l'erreur type estimée ainsi que le taux de sous-dénombrement net et l'erreur type correspondante pour chacune des caractéristiques qui y figurent. Les tableaux 4.1 et 4.2 donnent respectivement les estimations pour les personnes et les estimations pour les ménages.

### A. Sous-dénombrement net de la population

*Le sous-dénombrement net de la population est plus élevé dans l'Ontario.*  
Les provinces affichant les taux de sous-dénombrement net de la population les plus élevés sont la Colombie-Britannique (3,68 %), suivie de la Saskatchewan (2,75 %) et de l'Ontario (2,73 %). Dans l'ensemble du pays, ce sont les deux territoires qui présentent les taux les plus élevés, notamment les Territoires du Nord-Ouest dont le taux de sous-dénombrement net atteint 4,48 %. Par ailleurs, on observe les taux les plus faibles à l'Île-du-Prince-Édouard (0,85 %) et au Québec (1,61 %).

*Le sous-dénombrement net de la population s'accroît avec la population.*  
Dans l'ensemble, le sous-dénombrement net de la population est légèrement plus élevé dans les régions urbaines (2,48 %) que dans les régions rurales (2,32 %). Dans les régions urbaines comptant des populations de diverses tailles, les taux varient de 1,53 % (moins de 10 000 habitants) à 3,21 % (500 000 habitants et plus). Alors que les taux de sous-dénombrement net des régions urbaines comptant une population de 10 000 à 29 999 habitants et de 30 000 à 99 999 habitants sont sensiblement les mêmes, soit 2,05 % et 2,03 % respectivement, ils sont plus élevés pour les régions urbaines de 100 000 à 499 999 habitants (2,80 %) et de 500 000 habitants et plus (3,21 %).

*Les noyaux urbains affichent un taux de sous-dénombrement net supérieur.*  
Le taux de sous-dénombrement net de la population des régions métropolitaines de recensement se situe près du taux national. Toutefois, les taux varient selon qu'il s'agit du noyau urbain (2,67 %), de la banlieue urbaine (1,26 %) ou de la banlieue rurale (1,88 %). Parmi les RMR, ce sont Vancouver et Toronto qui affichent les taux de sous-dénombrement net les plus importants, soit 3,93 % et 3,39 % respectivement.

*Le sous-dénombrement net de la population est le plus élevé chez les jeunes adultes âgés de 20 à 35 ans.*  
Le taux de sous-dénombrement net élevé chez les jeunes adultes âgés de 20 à 35 ans témoigne de la forte mobilité de résidence des personnes de ce groupe d'âge. Il s'établit à 5,55 % pour les personnes âgées de 20 à 24 ans et ne baisse que légèrement pour les personnes âgées de 25 à 34 ans. Les taux de sous-dénombrement net de ces groupes d'âge dépassent de beaucoup le taux national tant chez les hommes que chez les femmes. On observe les taux de sous-dénombrement net les plus élevés chez les hommes âgés de 20 à 34 ans, soit 7,14 % pour le groupe d'âge de 20 à 24 ans et 7,08 % chez les hommes de 25 à 34 ans. Dans l'ensemble, le sous-dénombrement net est plus marqué chez les hommes (3,19 %) que chez les femmes (1,71 %). De fait, les taux des hommes dépassent ceux des femmes pour tous les groupes d'âge supérieur à 15 ans.

Ces mesures, ajoutées à la formation appropriée, aux vérifications effectuées par les surveillants et aux systèmes de contrôle qualitatif, ont contribué à réduire le nombre d'erreurs de couverture, mais n'ont pas permis de les éliminer complètement, d'où l'importance d'évaluer l'ampleur des erreurs de couverture.

Au recensement de 1996, un type spécifique d'erreur de couverture s'est produit dont les utilisateurs doivent être au fait. Dans certaines réserves indiennes et certains établissements indiens, le dénombrement n'a pas été autorisé ou a dû être interrompu avant d'être mené à terme. Par ailleurs, certaines réserves indiennes et certains établissements indiens ont été dénombrés trop tard pour pouvoir être inclus ou, encore, la qualité des données recueillies a été jugée inadéquate. Un problème similaire a été constaté aux recensements de 1991 et de 1986 et, dans une moindre mesure, au recensement de 1981. Ces réserves indiennes et établissements indiens (78 en tout) sont appelés réserves indiennes et établissements indiens partiellement dénombrés. Les données de 1996 ne sont donc pas disponibles pour ces secteurs et n'ont pas été incluses dans les produits du recensement de 1996. Des notes sont fournies dans les produits pour les données sur les régions géographiques englobant au moins une de ces réserves indiennes ou un de ces établissements indiens. La section des annexes des produits du recensement présente une liste de ces réserves et établissements, ainsi que les chiffres de population et de logements privés occupés pour les deux derniers recensements (lorsqu'ils sont disponibles). Même si ces réserves indiennes ne sont pas incluses dans les produits du recensement de 1996, leurs estimations de population, fondées sur un modèle statistique, sont produites pour les estimations de population. Veuillez vous référer à Hamel (1997) pour de plus amples renseignements sur la façon de faire des estimations sur la population et sur le nombre de logements privés occupés dans les réserves indiennes partiellement dénombrées lors du recensement de 1996.



## 5. Contrôle et imputation

À l'étape du contrôle et de l'imputation, les problèmes découlant de données incohérentes ou manquantes ont été repérés et corrigés. Ces erreurs peuvent se glisser lorsque le répondant répond de façon incorrecte ou incomplète à une question ou lors des étapes de dépouillement subséquentes. Lorsque l'opération de contrôle détectait une erreur (p. ex., une personne mariée âgée de cinq ans), l'imputation permettait de la corriger. Les données recueillies auprès de l'ensemble de la population (100 %) ont été contrôlées et imputées en premier lieu suivies des données-échantillon (20 %). C'est d'ailleurs à cette étape que les données-échantillon (20 %) ont été pondérées afin de correspondre à l'ensemble de la population. Une fois que les données ont été imputées et pondérées, elles ont été chargées dans une base de données définitive du recensement qui sert à la production des totalisations.

## C. Causes des erreurs de couverture et mesures prises en vue d'en réduire le nombre

Dans la plupart des cas, les erreurs de couverture surviennent durant l'étape de la collecte. Par exemple, le sous-dénombrement des personnes et des ménages se produit lorsque des logements occupés sont omis complètement ou qu'ils sont classés à tort comme logements inoccupés. Il y a aussi sous-dénombrement de la population si une personne est omise au sein d'un ménage dénombré (c.-à-d. quand certains membres du ménage sont omis). Le surdénombrement peut survenir lorsqu'il y a incertitude quant au lieu habituel de résidence d'une personne, par exemple, dans le cas d'un étudiant de niveau universitaire qui est dénombré au domicile de ses parents et aussi à la résidence d'étudiants.

Des erreurs de couverture peuvent également se glisser au cours du dépouillement lorsque des enregistrements de personnes ou de ménages sont supprimés par erreur, ou égarés ou créés artificiellement.

Ces sources d'erreurs potentielles ont été déterminées au cours de la planification du recensement de 1996, et certaines mesures de contrôle ont été prises en vue d'en réduire le nombre. Ces mesures comprennent :

- la délimitation et cartographie précise des secteurs de dénombrement (SD) afin de s'assurer qu'aucune aire n'a été oubliée ou incluse deux fois;
- les instructions dans le manuel du recenseur sur la façon de faire la prospection de son SD afin de réduire les risques d'omission de logements;
- la création d'un registre des adresses à partir de sources autres que le recensement et l'utilisation de cette liste par le recenseur pour vérifier si des logements ont été omis;
- la localisation préalable des logements collectifs que le personnel sur le terrain devait vérifier pour s'assurer qu'ils seraient dénombrés au recensement s'ils étaient occupés;
- les procédures spéciales pour dénombrer les personnes vivant dans certains secteurs spéciaux du centre des principales villes qui ont de la difficulté à répondre (p. ex., difficulté en français ou en anglais ou problèmes d'alphabetisme);
- les procédures spéciales pour dénombrer la population vivant dans les réserves indiennes;
- les messages publicitaires pour informer les Canadiens sur le recensement, qui indiquaient les mesures à prendre s'ils n'avaient pas reçu de questionnaire;
- les instructions sur les personnes à inscrire dans le questionnaire du recensement pour rappeler aux répondants quelles personnes devaient être incluses;
- les questions dans le questionnaire du recensement visant à déterminer si le répondant avait des doutes quant à l'inscription de certaines personnes et le suivi dans ces cas pour aider le répondant;
- les redressements apportés aux chiffres définitifs du recensement en fonction de la composante précise du sous-dénombrement évaluée lors de la vérification des logements inoccupés.



du centre des principales villes et dans certains autres cas spéciaux, on a utilisé le questionnaire complet pour dénombrer tous les ménages du SD. Dans la région du contrôle centralisé où l'on a étudié la méthode de livraison et de retour par la poste, un questionnaire complet a été posté à un logement privé occupé sur cinq.

Une fois que le recenseur avait terminé la collecte, son travail était vérifié par son surveillant (le commissaire au recensement) et par un technicien du contrôle qualitatif. Lorsque le travail était approuvé, les questionnaires et les registres des visites étaient envoyés aux opérations de dépouillement des données.

## B. Dépouillement des données

L'étape du dépouillement des données a mené à l'élaboration d'une base de données définitive du recensement d'où sont extraites les totalisations du recensement. Au recensement de 1996, le dépouillement comportait cinq étapes.

### 1. Dépouillement régional

Cette étape a été réalisée dans six des centres régionaux de Revenu Canada. Les opérations consistaient à préparer les questionnaires à l'entrée de données. Entre autres, on a attribué des codes numériques aux réponses écrites aux questions sur l'industrie et la profession. Par ailleurs, on a mené une vérification indépendante d'un échantillon d'enregistrements afin d'évaluer la qualité du codage.

### 2. Entrée directe des données

Les données des questionnaires ont été introduites par clavier puis transmises électroniquement au bureau central de Revenu Canada à Ottawa où elles ont été enregistrées sur des cartouches magnétiques et transportées quotidiennement au bureau de Statistique Canada. Ici encore, on soumettait à une vérification indépendante (avec correction) un échantillon de chaque lot de travail pour évaluer la qualité de l'opération d'introduction par clavier.

### 3. Dépouillement au bureau central

Cette étape comportait plusieurs opérations automatisées et manuelles, conçues pour repérer et corriger les incohérences dans les chiffres des logements, des ménages et des personnes à l'échelle du SD et à l'échelle du ménage. Les incohérences relevées par le système étaient corrigées à l'aide du questionnaire de recensement. Cette étape comprenait également le dépouillement des questionnaires spéciaux remplis par les Canadiens demeurant à l'extérieur du Canada ou à bord de navires. La dernière étape consistait à charger les données dans une base de données.

### 4. Codage automatisé

À cette étape, les réponses écrites à certaines questions (p. ex., sur la langue maternelle, le lieu de travail, l'origine ethnique) ont été converties en codes numériques à l'aide d'un système automatisé. Les réponses écrites ont été introduites par clavier durant l'entrée directe des données, puis les réponses écrites saisies ont été apparées à un fichier de référence automatisé contenant une série de mots ou d'expressions ainsi que les codes numériques correspondants pour chaque variable. Les cas de réponses qui ne pouvaient être codées par le système automatisé étaient résolus par le personnel du dépouillement et les conseillers en codage à l'aide d'une méthode assistée par ordinateur. On a ici encore fait appel à un contrôle qualitatif pour vérifier la qualité des opérations de codage.

### III. Réalisation du recensement

Les diverses opérations du recensement qui mènent à la production d'un ensemble de données prêtes pour la diffusion sont divisées en deux étapes principales : la collecte et le dépouillement. Dans le présent chapitre, on décrit ces deux étapes ainsi que les mesures prises en vue de réduire et de contrôler les erreurs de couverture.

#### A. Collecte

L'étape de la collecte a pour objet de dénombrer les univers des logements, des ménages et de la population et de recueillir les données requises au sujet de chaque unité dénombrée. Pour ce faire, il faut d'abord dresser la liste de tous les logements dans un Registre des visites en les classant en logements privés ou collectifs et en précisant s'ils sont occupés ou non. Une fois cette opération accomplie, le questionnaire du recensement est remis. Le questionnaire demande à un membre du ménage de dresser la liste de tous les occupants habituels du logement inclus dans l'univers de la population (même s'ils étaient temporairement absents le jour du recensement) et d'inscrire leurs caractéristiques. Pour effectuer cette étape, on a divisé le pays en 49 400 secteurs de dénombrement (SD) environ. Chaque SD était attribué à un recenseur spécialement formé pour effectuer les activités de collecte des données. La tâche moyenne d'un recenseur comprenait environ 300 ménages.

On a utilisé deux méthodes de collecte : le retour par la poste et l'interview. La méthode de retour par la poste a été employée dans toutes les régions du pays, à l'exception de certains secteurs spéciaux du centre des principales villes, des régions éloignées et de la plupart des réserves indiennes et des établissements indiens où l'on a utilisé la méthode de recensement par interview. Dans les deux cas, le recenseur devait repérer tous les logements, en dresser la liste et livrer ou remplir sur place le questionnaire approprié.

Dans le cas des ménages dénombrés par la méthode de retour par la poste, le recenseur livrait un questionnaire. Un membre du ménage devait le remplir le 14 mai 1996, puis le retourner dans la poste. Les questionnaires retournés étaient contrôlés et, s'il y avait lieu, on effectuait un suivi téléphonique ou sur place pour obtenir les renseignements manquants. Les ménages qui n'avaient pas retourné leur questionnaire faisaient également l'objet d'un suivi téléphonique ou sur place en vue d'obtenir un questionnaire rempli.

Dans le cas des ménages dénombrés par interview, les données étaient recueillies au moyen d'une interview sur place au moment du dénombrement du logement par le recenseur. Pendant l'interview, le recenseur devait s'assurer que toutes les questions pertinentes étaient remplies. Les secteurs dénombrés par interview représentaient environ 1 % de la population totale du Canada.

Dans l'Est de l'Ontario, on a mené une étude pour évaluer l'efficacité de la méthode de livraison et de retour par la poste. La région soumise à cette étude s'appelle la région du contrôle centralisé, et sa population compte environ 1 million de personnes. Comme première étape, on a créé une liste de tous les logements avant le jour du recensement afin d'établir une liste d'adresses. Les questionnaires ont ensuite été mis à la poste deux semaines avant le jour du recensement. On demandait aux ménages de remplir le questionnaire le 14 mai 1996 et de le retourner par la poste. Les questionnaires retournés ont été contrôlés et, au besoin, ont fait l'objet de suivi pour compléter l'information manquante.

En plus des données démographiques de base et des données sur les logements recueillies auprès de l'ensemble des ménages, des données supplémentaires ont été recueillies auprès d'un échantillon de ménages. En effet, dans la plupart des secteurs de retour par la poste, le recenseur livrait un questionnaire plus long (complet) à un logement privé occupé sur cinq (échantillon de 20 %). Dans les secteurs dénombrés par interview, à l'exception de certains secteurs spéciaux

de sorte que

$$T_N = (O - S)/U = T_O - T_S.$$

Un taux de sous-dénombrement net positif signifie que le sous-dénombrement est supérieur au surdénombrement, alors qu'un taux de sous-dénombrement net négatif indique que le sous-dénombrement est inférieur au surdénombrement. Comme dans la plupart des cas le sous-dénombrement est supérieur au surdénombrement, la plupart des taux de sous-dénombrement net sont positifs.



## H. Erreurs de couverture

Les erreurs de couverture sont des erreurs qui ont une incidence sur l'exactitude des chiffres des divers univers du recensement. Il existe deux genres d'erreurs de couverture : les erreurs de sous-dénombrement et les erreurs de surdénombrement. Il y a sous-dénombrement lorsqu'on omet complètement de dénombrer une unité faisant partie d'un univers visé par le recensement. Par ailleurs le surdénombrement peut survenir de deux façons. La première, et la plus fréquente, est lorsqu'une unité faisant partie d'un univers du recensement est dénombrée plus d'une fois. La seconde est lorsqu'une unité ne faisant pas partie de l'univers du recensement (par exemple un résident étranger, une personne fictive ou un logement marginal inoccupé) est dénombrée par erreur. Il faut prendre note qu'une erreur d'ordre géographique uniquement ne constitue pas une erreur de couverture. Par exemple, une personne qui a été dénombrée dans la mauvaise région géographique ne constitue ni un cas de surdénombrement dans la région où elle a été dénombrée ni un cas de sous-dénombrement dans la région où elle aurait dû l'être.

Le sous-dénombrement d'un ménage correspond au cas d'un ménage dont tous les membres sont omis. Les ménages dont certains membres mais pas tous sont omis ne constituent pas des cas de sous-dénombrement de ménages, même s'ils entraînent des erreurs dans les données sur les caractéristiques du ménage, comme sa taille et sa composition. De même, le surdénombrement d'un ménage se produit lorsque tous les membres sont dénombrés plus d'une fois.

Le sous-dénombrement, le surdénombrement et la valeur nette des deux, le sous-dénombrement net, sont le plus utilement exprimés en taux de population qui aurait dû être dénombrée lors du recensement. En termes mathématiques, supposons que  $U$  représente le nombre total ou « réel » d'unités dans l'univers visé et que  $R$  corresponde aux chiffres officiels du recensement pour cet univers. Étant donné que le concept est le même pour les personnes, les ménages, les logements et les familles, on emploiera alors le terme général « unités ». Dans ce cas, l'erreur qui résulte de l'utilisation de  $R$  au lieu de  $U$  est :

$$N = U - R$$

Cette erreur s'appelle l'**erreur de couverture nette**.

Supposons que  $O$  représente le sous-dénombrement total, c'est-à-dire le nombre total d'unités dans l'univers en question qui ont été omises lors du recensement, et que  $D$  correspond au nombre total d'unités dans l'univers qui ont été dénombrées au moins une fois. Dans ce cas,

$$U = O + D$$

et par conséquent,

$$\begin{aligned} N &= (O + D) - R \\ &= O - (R - D) \\ &= O - S \end{aligned}$$

où le terme  $S = R - D$  correspond au surdénombrement. Cette erreur découle non seulement du dénombrement répété des mêmes unités, mais aussi du dénombrement d'unités qui ne font pas partie de l'univers visé.

Exprimées en proportion du nombre d'unités dans l'univers visé, les taux d'erreur de couverture sont :

- a) **taux de sous-dénombrement :**  $T_o = O/U;$
- b) **taux de surdénombrement :**  $T_s = S/U;$
- c) **taux de sous-dénombrement net :**  $T_n = N/U;$

F. Univers des familles économiques

Une famille économique est un groupe de deux personnes ou plus qui vivent dans le même logement et qui sont apparentées par le sang, par alliance, par union libre ou par adoption. Les données sur les familles économiques ne sont recueillies que pour les personnes dans les ménages privés et les ménages collectifs hutériés.

G. Liens existant entre les univers

Le tableau 2.1 présente une récapitulation des trois univers de base selon l'emplacement du logement (au Canada ou à l'extérieur du Canada), le classement du logement (privé ou collectif) et son occupation/inoccupation. On indique si chaque groupe dans le tableau est inclus dans l'univers ou s'il en est exclu. Par exemple, les employés du gouvernement canadien vivant à l'étranger avec leur famille sont inclus dans les univers de la population et des ménages, mais ils sont exclus de l'univers des logements. Les catégories signalées par un astérisque (\*) correspondent à des groupes pour lesquels les données sont recueillies mais qui sont exclus de la plupart des produits du recensement.

Tableau 2.1 Les univers de la population, des ménages et des logements et les liens existant entre eux

Logements au Canada				Population	Ménages	Logements
1. Logements privés – ordinaires						
• occupés par des résidents habituels	I	I	I	I	I	I
• occupés par des résidents étrangers ou temporaires seulement	E	E	E	E	E	I*
• inoccupés	-	-	-	-	-	I*
2. Logements privés – marginaux ou en construction						
• occupés par des résidents habituels	I	I	I	I	I	I
• occupés par des résidents étrangers ou temporaires seulement	E	E	E	E	E	I*
• inoccupés	-	-	-	-	-	E
3. Logements collectifs						
• occupés par des résidents habituels	I	I	I	I	I	I*
• occupés par des résidents étrangers ou temporaires seulement	E	E	E	E	E	I*
• inoccupés	-	-	-	-	-	E
4. Additions aléatoires à la suite de la vérification des logements inoccupés						
Logements situés à l'extérieur du Canada						
5. Citoyens canadiens et immigrants reçus qui sont à l'étranger, dans une base militaire ou en mission diplomatique	I	I	I	I	I*	E
6. Citoyens canadiens et immigrants reçus qui sont en mer ou dans des ports à bord de navires marchands battant pavillon canadien	I	I	I	I	I*	E

I = inclus, E = exclus, - = sans objet  
\* indique que les données ont été recueillies, mais ne sont pas incluses dans la plupart des produits.

En résumé, l'univers des logements inclut :

- les logements privés ordinaires occupés par des résidents habituels;
- les logements privés ordinaires occupés par des résidents étrangers ou temporaires seulement;
- les logements privés ordinaires inoccupés;
- les logements marginaux et les logements en construction en autant qu'ils étaient occupés le jour du recensement;
- les logements collectifs occupés par des résidents habituels;
- les logements collectifs occupés par des résidents étrangers ou temporaires seulement.

L'univers des logements n'inclut pas :

- les logements marginaux et les logements en construction inoccupés le jour du recensement;
- les logements collectifs inoccupés le jour du recensement;
- les logements situés à l'extérieur du Canada.

## D. Univers des ménages

Un « ménage » est une personne ou un groupe de personnes, autres que les résidents étrangers ou temporaires, occupant un même logement et n'ayant pas de lieu habituel de résidence ailleurs au Canada. Il peut se composer d'un groupe familial (famille de recensement) avec ou sans autres personnes hors famille de recensement, de deux familles ou plus partageant le même logement, d'un groupe de personnes non apparentées ou d'une personne vivant seule. Les membres du ménage temporairement absents le jour du recensement sont considérés être membres du ménage à leur lieu habituel de résidence. Aux fins du recensement, chaque personne est membre d'un seul et unique ménage.

Les ménages sont classés en trois genres selon le type de logement dans lequel ils résident : ménages privés, ménages collectifs et ménages à l'extérieur du Canada. Il faut prendre note que les ménages à l'extérieur du Canada ne sont pas associés à un logement, car les logements situés à l'extérieur du Canada ne sont pas compris dans l'univers des logements. La plupart des données du recensement diffusées sur les ménages portent sur les ménages privés seulement.

## E. Univers des familles de recensement

Une « famille de recensement » est :

- un couple actuellement marié avec ou sans fils et/ou filles jamais mariés des deux conjoints ou de l'un d'eux habitant dans un même logement;
- un couple vivant en union libre avec ou sans fils et/ou filles jamais mariés des deux partenaires ou de l'un d'eux;
- un parent seul, quel que soit son état matrimonial, demeurant avec au moins un fils ou une fille jamais marié dans le même logement.

Les données sur les familles de recensement ne sont recueillies que pour les personnes dans les ménages privés, les ménages collectifs huttértes et les ménages à l'extérieur du Canada.



Depuis le recensement de 1991, les résidents non permanents sont inclus dans l'univers de la population. Auparavant, les résidents non permanents étaient considérés comme des résidents étrangers et n'étaient pas inclus dans l'univers de la population. Les utilisateurs doivent tenir compte de ce fait lorsqu'ils établissent des comparaisons entre les données des recensements de 1991 et de 1996 et celles des recensements antérieurs.

Les définitions qui figurent ci-dessus indiquent quelles personnes doivent être incluses dans le recensement, mais elles ne font pas état de l'endroit où ces personnes doivent être dénombrées. À cette fin, le recensement du Canada fait appel à la méthode de dénombrement *de jure*, selon laquelle les personnes doivent être dénombrées à leur lieu habituel de résidence même si elles en sont temporairement absentes au moment de la tenue du recensement. Les personnes qui sont absentes de leur lieu habituel de résidence au moment du recensement et qui résident ailleurs au Canada sont appelées **résidents temporaires** (à ne pas confondre avec « résidents non permanents », concept qui se rapporte au statut légal de la personne pendant son séjour au Canada). Les personnes qui n'ont pas de lieu habituel de résidence doivent être dénombrées là où elles se trouvent le jour du recensement. D'autres pays utilisent la méthode *de facto*, selon laquelle les personnes doivent être dénombrées à l'endroit où elles se trouvent le jour du recensement quel que soit leur lieu habituel de résidence.

## C. Univers des logements

Un logement est un ensemble de pièces d'habitation qu'une personne ou un groupe de personnes habite ou pourraient habiter. Seuls les logements situés au Canada sont inclus dans l'univers des logements. Il existe deux types de logement :

- Un logement privé est un ensemble distinct de pièces d'habitation ayant une entrée privée donnant sur l'extérieur ou sur un corridor, un hall, un vestibule ou un escalier commun à l'intérieur. L'entrée doit donner accès au logement sans que l'on ait à passer par les pièces d'habitation de quelqu'un d'autre.
- Un logement collectif est un établissement commercial, institutionnel ou communautaire que le recenseur peut identifier comme tel grâce à une enseigne ou en s'adressant à la personne qui en a la charge, à un résident, à un voisin, etc. Sont inclus dans cette catégorie les pensions et maisons de chambre, les hôtels, motels et maisons de chambres pour touristes, les maisons de repos, les hôpitaux, les résidences de personnel, les casernes, les camps de chantier, les prisons, les centres d'accueil, les foyers collectifs, etc.

Ces deux types de logements peuvent être classés dans des catégories plus détaillées :

- Les logements privés peuvent être classés comme logements privés ordinaires, logements marginaux ou logements en construction. Les logements privés ordinaires se subdivisent en trois catégories : logements occupés par des résidents habituels, logements occupés par des résidents étrangers ou temporaires seulement et les logements inoccupés. Les logements marginaux et les logements en construction sont classés comme logements occupés par des résidents habituels ou comme logements occupés par des résidents étrangers ou temporaires seulement. Les logements marginaux et les logements en construction inoccupés le jour du recensement ne sont pas inclus dans l'univers des logements.
- Les logements collectifs sont classés comme logements occupés par des résidents habituels, logements occupés par des résidents étrangers ou temporaires seulement et logements collectifs inoccupés, des données ont été recueillies, mais ne sont pas incluses dans les produits du recensement.

## II. Univers du recensement

### A. Introduction

Les cinq univers suivants ont été dénombrés au recensement de 1996 :

1. l'univers de la population;
2. l'univers des logements;
3. l'univers des ménages;
4. l'univers des familles de recensement;
5. l'univers des familles économiques.

Le Programme de mesure de l'erreur de couverture de 1996 a porté principalement sur les univers de la population, des logements et des ménages.

Le reste de ce chapitre est consacré aux définitions des divers univers en vue de fournir un cadre de référence par rapport auquel les erreurs de couverture peuvent être mesurées. Les lecteurs sont invités à consulter le *Dictionnaire du recensement de 1996* qui contient plus de détails sur les variables associées à chacun des univers.

### B. Univers de la population

L'univers de la population du recensement de 1996 comprend les groupes de personnes suivants :

- les citoyens canadiens et les immigrants reçus ayant un lieu de résidence habituel au Canada;
- les citoyens canadiens et les immigrants reçus qui sont à l'extérieur du Canada comme employés du gouvernement canadien (fédéral ou provincial) ou membres des Forces armées canadiennes, ainsi que leur famille;
- les citoyens canadiens et les immigrants reçus qui sont en mer ou dans des ports à bord de navires marchands battant pavillon canadien;
- les résidents non permanents :
  - les personnes qui demandent le statut de réfugié;
  - les personnes au Canada qui détiennent un permis de séjour pour étudiants (les étudiants étrangers, les titulaires d'un visa pour étudiants);
  - les personnes au Canada qui détiennent un permis de travail (les travailleurs étrangers, les titulaires d'un permis de travail);
  - les personnes au Canada qui détiennent un permis ministériel (y compris les prolongations);
  - toutes les personnes nées à l'extérieur du Canada et qui sont à la charge de personnes revendiquant le statut de réfugié ou de personnes titulaires d'un permis de séjour pour étudiants, d'un permis de travail ou d'un permis ministériel.

Les groupes de personnes suivants, qui, ensemble, constituent la catégorie des résidents étrangers, n'ont pas été inclus dans l'univers de la population du recensement de 1996 :

- les représentants du gouvernement d'un autre pays qui sont affectés à l'ambassade, au haut-commissariat ou à toute autre mission diplomatique de ce pays au Canada, et leur famille;
- les membres des forces armées d'un autre pays en poste au Canada, et leur famille;
- les résidents d'un autre pays en visite au Canada temporairement.





# I. Introduction

Le recensement de 1996 a nécessité la participation de l'ensemble de la population canadienne, soit environ 29 millions de personnes réparties sur un territoire couvrant 9,2 millions de kilomètres carrés. Même si des normes de qualité rigoureuses régissent la collecte et le traitement des données, il est impossible de supprimer toutes les erreurs. Afin d'aider les utilisateurs à évaluer l'utilité des données du recensement en fonction de leurs besoins, la série des *Rapports techniques du recensement de 1996* explique le cadre théorique et les définitions ayant servi à mener le recensement, de même que les méthodes de collecte des données et les méthodes de traitement employées. De plus, elle couvre les principales sources d'erreur, y compris, dans la mesure du possible, la taille de ces erreurs, ainsi que les circonstances inhabituelles pouvant limiter l'utilité ou l'interprétation des données du recensement. À l'aide de ces renseignements, les utilisateurs peuvent évaluer les risques entourant des conclusions ou des décisions fondées sur les données du recensement.

Ce *Rapport technique du recensement de 1996* porte sur les **erreurs de couverture**, qui sont survenues lorsque des personnes, des ménages, des logements ou des familles ont été omis lors du recensement ou dénombrés par erreur. Les erreurs de couverture constituent l'un des plus importants types d'erreur lors du recensement, étant donné qu'elles touchent non seulement la précision des chiffres des divers univers du recensement mais aussi la précision de toutes les données du recensement portant sur les caractéristiques de ces univers. Les utilisateurs des données du recensement devraient savoir que la présence d'erreur de couverture au recensement de 1996 signifie que les totalisations peuvent présenter les résultats d'un dénombrement incomplet. Cette mise en garde vaut particulièrement au sein des groupes qui présentent de fortes erreurs de couverture. Les utilisateurs sont priés de voir le chapitre IV pour obtenir des estimations de l'ampleur de l'erreur de couverture de la population et des ménages selon diverses variables démographiques et géographiques.

Le chapitre II définit les univers que le recensement tente de couvrir. Le chapitre III décrit les procédures de collecte et de traitement au cours desquelles les erreurs de couverture peuvent survenir, ainsi que les démarches entreprises en vue de contrôler de telles erreurs. Le chapitre V donne une vue d'ensemble du Programme de mesure de l'erreur de couverture pour le recensement de 1996, alors que les chapitres VI à IX décrivent la méthodologie et les résultats de chacune des études sur la couverture. Le chapitre X montre de quelle façon les résultats des quatre études sont jumelés pour former les estimations de l'erreur de couverture et donne d'autres estimations de l'erreur de couverture du recensement de 1996. Le chapitre XI fournit une perspective chronologique et le chapitre XII présente l'évaluation de la plus vaste étude sur la couverture : la contre-vérification des dossiers.

Le présent rapport a été préparé par Chantal Belley, Colleen Clark, Belinda Ha, Karen Switzer et Jocelyn Tourigny de la Division des méthodes d'enquêtes sociales, avec le concours du personnel de la Division des opérations du recensement, de la Division de la démographie et de la Division des méthodes d'enquêtes sociales. Les utilisateurs trouveront des renseignements supplémentaires sur les concepts, les variables et la géographie du recensement dans le *Dictionnaire du recensement de 1996* (n° 92-351-XPF au catalogue), de même qu'un aperçu du processus de recensement dans *Le recensement de 1996 en bref* (n° 92-352-XPF au catalogue).



Tableau 7.4 Nombre non pondéré et pondéré de cas de surdénombrement, contre-vérification des dossiers de 1996.....	44
Tableau 8.1 Taille de l'échantillon et nombre de personnes surdénombrees, étude par appariement automatisé de 1996.....	46
Tableau 9.1 Taille de l'échantillon et nombre de personnes surdénombrees, étude sur les logements collectifs de 1996.....	48
Tableau 10.1 Estimations de l'erreur de couverture au recensement de 1996 selon la province ou le territoire.....	53
Tableau 10.2 Estimations de l'erreur de couverture de la population au recensement de 1996 selon le groupe d'âge et le sexe.....	54
Tableau 10.3 Estimations de l'erreur de couverture des ménages au recensement de 1996.....	55
Tableau 10.4 Chiffres tirés de l'étude par appariement automatisé de 1996, de l'étude sur les logements collectifs de 1996 et de la contre-vérification des dossiers de 1996 ayant servi à l'estimation du surdénombrement total de la population, Canada, provinces et territoires.....	56
Tableau 11.1 Estimations du sous-dénombrement de la population, Canada, provinces et territoires, contre-vérification des dossiers de 1971, 1976, 1981, 1986, 1991 et 1996.....	59
Tableau 11.2 Estimations du sous-dénombrement de la population selon le groupe d'âge et le sexe, contre-vérification des dossiers de 1971, 1976, 1981, 1986, 1991 et 1996.....	60
Tableau 12.1 Comparaison entre le nombre estimé de personnes dénombrées selon la CVD et le chiffre correspondant du recensement.....	64
Tableau 12.2 Comparaison entre le nombre estimé d'immigrants et de résidents non permanents selon la CVD et le chiffre correspondant du recensement.....	64
Tableau 12.3 Comparaison entre le nombre estimé de migrants interprovinciaux selon la CVD et le chiffre correspondant du recensement.....	65
Tableau 12.4 Comparaison entre le nombre estimé de personnes décédées pendant la période intercensitaire selon la CVD et le chiffre correspondant des statistiques de l'état civil.....	66



X. Estimations de l'erreur de couverture .....	49
A. Méthodologie .....	49
B. Résultats .....	50
XI. Comparaison dans le temps .....	57
XII. Évaluation de la contre-vérification des dossiers .....	61
A. Comparaisons avec les chiffres publiés du recensement de 1996 .....	61
B. Comparaison avec les estimations de la population .....	63
Annexe A – Produits et services .....	69
Bibliographie .....	71
Centres régionaux de consultation .....	73

Tableau 2.1 Les univers de la population, des ménages et les liens existant entre eux .....	6
Tableau 4.1 Sous-dénombrement net estimé de la population au recensement de 1996 .....	15
Tableau 4.2 Sous-dénombrement net estimé des ménages au recensement de 1996 .....	20
Tableau 6.1 Taille de l'échantillon selon la province et le territoire, vérification des logements inoccupés de 1996 .....	29
Tableau 6.2 Estimation du nombre de logements occupés classifiés par erreur comme inoccupés, vérification des logements inoccupés de 1996 .....	30
Tableau 6.3 Nombre de ménages et de personnes ajoutés à la suite de la vérification des logements inoccupés de 1996 .....	31
Tableau 6.4 Estimation du nombre de logements inoccupés hors du parc de logements, vérification des logements inoccupés de 1996 .....	32
Tableau 6.5 Taux de sous-dénombrement des ménages et des personnes et taux de surdénombrement des logements, vérification des logements inoccupés de 1996 .....	33
Tableau 7.1 Bases de sondage, contre-vérification des dossiers de 1996 .....	36
Tableau 7.2 Distribution de l'échantillon selon la classification finale et la base, contre-vérification des dossiers de 1996 .....	42
Tableau 7.3 Distribution de l'échantillon (pondéré) selon la classification finale et la base, contre-vérification des dossiers de 1996 .....	43

## Table des matières

Page

Liste des tableaux .....	ii
I. Introduction .....	1
II. Univers du recensement .....	3
A. Introduction .....	3
B. Univers de la population .....	3
C. Univers des logements .....	4
D. Univers des ménages .....	5
E. Univers des familles de recensement .....	5
F. Univers des familles économiques .....	6
G. Liens existant entre les univers .....	6
H. Erreurs de couverture .....	7
III. Réalisation du recensement .....	9
A. Collecte .....	9
B. Dépouillement des données .....	10
C. Causes des erreurs de couverture et mesures prises en vue d'en réduire le nombre .....	11
IV. Sous-dénombrement net au recensement de 1996 .....	13
A. Sous-dénombrement net de la population .....	13
B. Sous-dénombrement net des ménages .....	14
V. Programme de mesure de l'erreur de couverture .....	23
A. Portée et objectifs .....	23
B. Améliorations .....	24
VI. Vérification des logements inoccupés .....	25
A. Introduction .....	25
B. Méthodologie .....	25
C. Résultats .....	27
VII. Contre-vérification des dossiers .....	35
A. Introduction .....	35
B. Méthodologie .....	35
VIII. Étude par appartement automatisé .....	45
A. Méthode .....	45
B. Plan d'échantillonnage et traitement .....	45
IX. Étude sur les logements collectifs .....	47
A. Stratification, tirage de l'échantillon et collecte des données .....	47
B. Traitement .....	47

Données de catalogage avant publication (Canada)

Vedette principale au titre :

Couverture

(Rapports techniques du recensement de 1996)  
Texte en français et en anglais disposé tête-bêche.  
Titre de la p. de t. addit. : Couvrage.  
ISBN 0-660-60570-8  
CS92-370-XPB

1. Recensement – Sous-estimations – Canada.
2. Canada – Recensement, 1996 – Méthodes statistiques.
1. Statistique Canada. II. Titre : Couvrage. III. Collection.

HA741 .5 1996 C68 1999 304.60971'021  
C99-988042-XF

#### Pour citer ce document

Statistique Canada. Couverture.  
Rapports techniques du recensement de 1996.  
Ottawa : Industrie Canada, 1999.  
Numéro 92-370-XPB au catalogue.







Statistique Canada

# Couverture

Rapports techniques du recensement de 1996

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 1999

Tous droits réservés. Il est interdit de reproduire ou de transmettre le contenu de la présente publication, sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, enregistré sur support magnétique, reproduction électronique, mécanique, photographique, ou autre, ou de l'emmagasiner dans un système de recouvrement, sans l'autorisation écrite préalable des Services de concession des droits de licence, Division de la commercialisation, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

Décembre 1999

N° 92-370-XPB au catalogue

ISBN 0-660-60570-8

Ottawa

## Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises, les administrations canadiennes et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles.

## Des données sous plusieurs formes

Statistique Canada diffuse les données sous formes diverses. Outre les publications, des totalisations habituelles et spéciales sont offertes. Les données sont disponibles sur Internet, disque compact, disquette, imprimé d'ordinateur, microfiche et microfilm, et bande magnétique. Des cartes et d'autres documents de référence géographiques sont disponibles pour certaines sortes de données. L'accès direct à des données agrégées est possible par le truchement de CANSIM, le système de base de données ordinaire et d'extraction de Statistique Canada.

## Comment obtenir d'autres renseignements

Toute demande de renseignements au sujet du présent produit ou au sujet de statistiques ou de services connexes doit être adressée à l'un des centres de consultation régionaux de Statistique Canada suivants :

Halifax	(902) 426-5331	Regina	(306) 780-5405
Montréal	(514) 283-5725	Edmonton	(780) 495-3027
Ottawa	(613) 951-8116	Calgary	(403) 292-6717
Toronto	(416) 973-6586	Vancouver	(604) 666-3691
Winnipeg	(204) 983-4020		

Vous pouvez également visiter notre site sur le Web : <http://www.statcan.ca>

Un service d'appel interurbain sans frais est offert à tous les utilisateurs qui habitent à l'extérieur des zones de communication locale des centres de consultation régionaux.

## Service national de renseignements

Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants  
Numéro pour commander seulement (Canada et États-Unis)  
Numéro pour commander par télécopieur (Canada et États-Unis)

1 800 263-1136  
1 800 363-7629  
1 800 267-6677  
1 877 287-4369

## Renseignements sur les commandes et les abonnements

## Les prix ne comprennent pas les taxes de vente

Le produit n° 92-370-XPB au catalogue est offert au coût de 15 \$ par copie au Canada. À l'extérieur du Canada, le coût est de 15 \$ US par copie. Veuillez commander par la poste, en écrivant à Statistique Canada, Division de la diffusion, Gestion de la circulation, 120, avenue Parkdale, Ottawa (Ontario) K1A 0T6; par téléphone, en composant le (613) 951-7277 ou le 1 800 700-1033; par télécopieur, en composant le (613) 951-1584 ou le 1 800 889-9734; ou par Internet, en vous rendant à [order@statcan.ca](mailto:order@statcan.ca). Lorsque vous signalez un changement d'adresse, veuillez nous fournir l'ancienne et la nouvelle adresse. On peut aussi se procurer les produits de Statistique Canada auprès des agents autorisés, dans les librairies et dans les bureaux régionaux de Statistique Canada.

Le présent produit est aussi offert sur Internet au n° 92-370-XIF au catalogue.

## Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois et dans la langue officielle de leur choix. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle qui doivent être observées par les employés lorsqu'ils offrent des services à la clientèle. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec le centre de consultation régional de Statistique Canada le plus près de chez vous.



92-370-XPB96000





N° 92-370-XPB au catalogue

# Couverture

Rapports techniques du recensement de 1996



GOV  
DOC.

Statistique  
Canada  
Statistics  
Canada



Canada